مبادئ الإحصاء للاجتماعيين

دكتور
ناجي بدر ابراهيم



مطبعة البحيرة

مبادئ الإحصاء للاجتماعيين

دكتور

ناجى بدر إبراهيم

أستاذ مساعد بقسم الاجتماع

كلية الآداب - جامعة دمنهور



٠٤٥/٣٣٦٠٣٤٣

بسم الله الرحمن الرحيم

﴿ وَفَوْقَ كُلِّ ذِي عِلْمٍ عَلِيمٌ ﴾

صدق الله العظيم

(سورة يوسف الآية، ٧٦

الفصل الأول

الاحصاء والقياس في علم الاجتماع

مقدمة

أولاً : الإحصاء :

١ - مقاييس النزعة المركزية.

٢ - مقاييس التشتت.

٣ - مقاييس الارتباط.

٤ - مقاييس الدلالة.

ثانياً : القياس :

١ - معنى القياس وأبعاده.

٢ - التكميم في علم الاجتماع.

٣ - أنواع القياس في علم الاجتماع.

٤ - القياس الاجتماعي.

٥ - قياس الاتجاهات.

ثالثاً : مشكلة العينات :

١ - أنواع العينات.

٢ - كيفية سحب العينة.

٣ - الحجم الأمثل للعينة.

رابعاً : مشكلة الثبات والصدق:

١ - قياس ثبات المعلومات.

٢ - قياس صدق الأداة.

الإحصاء والقياس في علم الاجتماع

مقدمة:

إذا كانت أهمية الرياضيات فى العلوم الأمبيريقية تكمن فى قدرتها كلغة للتعبير عن العلاقات بين المفهومات المجردة فى النظرية، فإن أهم مميزاتها كلغة للعلم هى قدرتها على الربط بين النظرية والبحث وبين الفكرة والتجربة. وهنا تظهر أهمية الإحصاء Statistics كأداة تساهم فى دقة جمع البيانات وفى دقة الاستنتاج. وفى التحقق من مدى انطباق النظرية على الواقع الاجتماعى[1].

إن استخدام الأساليب الإحصائية فى البحوث بصفة عامة يمثل قمة الموضوعية Objectivity والعمومية. والمفهوم التقليدى للإحصاء هو طريقة موضوعية لدراسة المجتمعات أو مجموعات كلية من الأفراد، وعلى هذا يمكن اعتبار الإحصاء طريقة دراسة المتغيرات Varibols لأن مجموعة من الأفراد المتماثلين تماماً فى كل خصائصهم يمكن دراستها دراسة كاملة بدراسة أى فرد من أفرادها. أما التصور الحديث للإحصاء، كما يرى Wold فهو كيفية اتخاذ القرارات فى الظروف غير المؤكدة Decision Making Under-uncertainy – وعلى هذا فإن مدى تطبيقه يشمل كل المجالات الإستنتاجية، ويمتد إلى المواقف التى يواجهها البشر فى حياتهم اليومية[2].

وينقسم الإحصاء بصفة عامة كما ورد فى معظم كتب الإحصاء إلى فرعين أساسيين:

---

(١) د. ناهد صالح، مرجع سابق، ص ١١٤.

(٢) د. نادر فرجانى، مرجع سابق، ص ١٧.

الأول: الإحصاء الوصفي Descriptive وهو يتعلق بكيفية وصف مجتمع معين أو اختزال المعطيات Reduction of Data المتوافرة عن هذا المجتمع فى صورة أكثر وضوحاً وإعلاماً عن خصائصه الأساسية.

والثاني: استنتاج أو تعميم Generalization لخصائص مجموعة أو مجموعات كلية معينة بناء على ما نحصل عليه من بيانات من مجموعة أو جزء أو عينة Sample من الكل وهو مجتمع البحث الذى سحب منه هذا الجزء.

والملاحظ أن ما يهم الإحصائيين فى الغالب هو هذا الجزء الأخير مما حدا ببعضهم أن يطلق على الإحصاء علم المعاينة Sampling وهو ينقسم قسمين:

أ - التقدير الإحصائى Estimation وفيه تقدر خصائص مجموعة، أو مجموعات كلية معينة بمقدرات تحسب من عينة المجموعات الكلية تحت الدراسة.

ب - اختبار الفروض الإحصائية Testing of Hypothesies ويقصد به اختبار فروض معينة عن خصائص مجموعة، أو مجموعات كلية معينة باستخدام معايير تحسب من عينة من المجموعات تحت الدراسة. والفكرة الأساسية هى مضاهاة مايشاهد فى العينة بما يتوقع أن يشاهد تحت الفرض المقترح طبقاً لمعيار الاختبار. فإذا كانت درجة المضاهاة «قليلة» يتم رفض الفرض المقترح، ويقبل إذا كانت درجة المضاهاة عالية. وأحياناً يتخذ قرار ثالث بأنه لاتوجد معلومات كافية للحكم على معقولية الفرض، وبالتالى يؤجل الحكم إلى أن تتوافر معلومات أكثر. إلا أن مسألة قبول أو رفض الفرض المقترح فى اختبار إحصائى يختلف اختلافاً كلياً عن مفهوم الإثبات والنفى فى الرياضة، فإثبات صحة فرض فى الرياضة يقتضى كونه صحيحاً تحت كل الظروف والأحوال. ويكفى لإثبات عدم صحة فرض معين إعطاء

مثال واحد لاينطبق فيه، ولكن رفض فرض مقترح كنتيجة لاختبار إحصائى معين لايعنى القطع بعدم صحة الفرض، ولكن فقط أن بيانات العينة باعتبارها جزءاً فقط من مجموعة كلية، لاتظهر هذا، وبالتالى فإذا تصرفنا وكأن الفرض صحيح فيجب أن نعلم أن هناك احتمالاً لأن يكون هذا التصرف مبنياً على أساس خاطئ. ونظرية الاحتمالات تمكننا فى كثير من الأحوال من أن نحسب حدوداً لهذا الاحتمال، والنظرية الاحصائية تقدم لنا من الوسائل ما يكفل أن يكون احتمال هذا الخطأ فى حدود معينة أو أقل مايمكن. كذلك فإن قبول فرض مقترح كنتيجة لاختبار احصائى لايعنى القطع بصحة هذا الفرض. وعلى هذا فإن اختبار الفروض الاحصائية لايؤدى إلى إثبات صحة أو خطأ فرض معين وإنما إلى قبول أو رفض الفرض مع معرفة أنه فى أى الحالتين يوجد احتمال خطأ معين – قبول فرض خاطئ أو رفض فرض سليم – ونظرية الاحصاء تمكننا من تصميم الاختبارات التى تقلل احتمال هذه الأخطاء إلى أقل مدى ممكن أو تجعلها فى حدود معينة(١).

وتستخدم كلمة احصاء للتعبير عن الأرقام العديدة المرتبطة فى شكل جداول تلك التى تتعلق بالسكان والدخل والمواليد والوفيات ... إلخ وهى بهذا المعنى لاتخرج عن كونها «بيانات» فنقول مثلاً احصاءات المواليد والوفيات ونقصد بذلك مجموعة البيانات الاحصائية المتوفرة عن المواليد والوفيات، لكن عند الحديث عن علم الاحصاء فإن المعنى يختلف عما سبق فالمقصود هنا الطريقة الإحصائية تلك الطريقة التى تمكننا من جمع الحقائق عن الظواهر المختلفة فى صورة قياسية رقمية وعرضها بيانياً ووضعها فى جداول تلخيصية بطريقة تسهل تحليلها بهدف معرفة اتجاهات هذه الظواهر وعلاقات بعضها ببعض.

---

(١) المرجع السابق، ص ١٨.

وقد تطور علم الاحصاء من مجرد فكرة الحصر والعد إلى أن أصبح الآن علماً له قواعده ونظرياته وقد ساهم فى إبرازه كعلم العديد من العلماء من أمثال عائلة «برنولى Bernulli» ، و «فردريك جاوس F. Gauss» ، و «كيتليه Quetlet» ، و «جولتون F. Galton» ، وأخيرا كارل «بيرسون Karl Pearson» ، و «بولى A. Bowley» ، و «يول Yule» ، و «فيشر I. Fisher» ... إلخ[1].

وقد نشأ علم الاحصاء فى إطار التنظيم السياسى للدولة على يد البارون J. F. Von Bielfeld عام ١٧٧٠ ، وترجع النشأة الرياضية الصحيحة لهذا العلم إلى أبحاث «لابلاس Laplace» الرياضى الفرنسى الشهير[2].

لقد كان «كيتليه» أول من أوضح امكان استخدام الاحصاء بوصفه أداة لفهم الظواهر الاجتماعية ، وقد ذهب إلى أننا يمكن أن نقيس كمال العلم بمدى السهولة التى يمكنه بها استخدام العمليات الحسابية . وقد أكد «كيتليه» أيضاً فى مقال نشره عام ١٨٢٩ ، وكذلك فى عمله الرئيسى «فى الإنسان وتطور القدرات الإنسانية : مقال فى الفيزياء الاجتماعية» (١٨٣٥) .

أكد انتظام الأحداث الاجتماعية فى المجال الاجتماعى ، وبخاصة فى مجال الظواهر التى يشيع النظر إليها بوصفها تسير بلا نظام . وقد انتهى «كيتليه» على اساس عدد من العمليات الحسابية التى أجراها بنفسه وأنجزها الآخرون أيضاً (مثل قياس قامة جنود كتيبة عسكرية) ، انتهى إلى أن المنحنى الاعتدالى للتوزيع يتوافر بصفة عامة فى الظاهرة الاجتماعية ، أى أن الحالات القريبة من متوسط بسلسلة معينة تتواتر - بالضرورة - أكثر من الحالات التى تنحرف انحرافاً دالاً ، عن هذا المتوسط - ولذلك فإن مفهوم الإنسان المتوسط Average Man يحتل وضعاً مركزياً فى نظريته ، ولكن

---

(١) د. فاروق عبد العظيم ، الرياضة والاحصاء الاجتماعى ، المكتب الجامعى الحديث ، اسكندرية ، ١٩٨٢ ، ص ٣ .

(٢) د. فؤاد البهى السيد ، علم النفس الاحصائى ، دار الفكر العربى ، القاهرة ، ١٩٧٩ ، ص ١٧ .

«كيتليه» خلط بنوع من الخطأ بين الإنسان المتوسط، والإنسان المرغوب فيه، ولم يدرك الحقيقة التى مؤداها، أن المتوسطات المتساوية قد تترتب على موقفين مختلفين تماماً، أو أكثر من موقفين كنتيجة لاختلافات التوزيع. فمتوسط دخل الفرد قد يتساوى فى مجتمعين، لكن دخل معظم الأفراد فى واحد منها قد يكون قريباً من المتوسط، بينما يكون دخل معظم أفراد المجتمع الثانى منخفضاً جداً توازيه أقلية صغيرة ذات دخل مرتفع جداً [١].

والملاحظ أن البدايات الأولى لاستخدام الأسلوب الاحصائى كانت منبثقة من نظريات أو أطر نظرية يأخذ بها عالم الاجتماع ويحاول من خلال الاستعانة بهذه الأساليب الاحصائية أن يدعمها. ومن أمثلة الدراسات الأولى التى تعكس ذلك، الدراسة التى قام بها «تايلور» التى عرض لها فى محاضرته التى ألقاها فى ١٣ نوفمبر ١٨٨٨ بعنوان « عن منهج لبحث ترقى النظم، مطبقاً على قوانين الزواج والنسب» والتى حاول فيها أن يبرهن على أن المجتمعات فى تطورها تمر من المجتمع الأموى Maternal إلى المجتمع الأبوى Paternal معتمداً فى ذلك كلية على الاسلوب الاحصائى. وقد حرص «تايلور» على أن يؤكد أن التفسير التأملى يجب أن يبدأ فقط عندما تتضح من المعالجة الكمية العلاقات بين المجموعات المصنعة، بحيث يكون مسترشداً فى مساره ومحدداً فى مداه بخطوط واضحة تماماً ومستمدة من الواقع الذى يجب أن يتفق هذا التفسير التأملى، وإياه، وعلى ذلك فإن «تايلور» كان له السبق فى إدراك أهمية انطلاق الأسلوب الاحصائى من تصور نظرى وأهمية تدعيم هذا التصور بالوقائع واستناده إليها، وهى وإن لم تكن فى حد ذاتها وقائع كمية أو جمعت بأسلوب كمى إلا أنها عولجت معالجة كمية كان من شأنها الكشف عن العلاقات بين الوقائع وارتباطها بالنظرية أو بالإطار النظرى [٢].

---

(١) نيقولا تيماشيف، مرجع سابق، ص ٦٥.

(١) د. ناهد صالح، مرجع سابق، ص ١١١.

وتعنى كلمة احصاء Statistics الطرق الرياضية فى معالجة البيانات التى نحصل عليها بالعد والقياس وكذلك قد تشير إلى هذه البيانات فى ذاتها. وأبسط صور المناهج الاحصائية هى الاحصاء الوصفى الذى يعرض بعض المتوسطات والمقاييس الاحصائية المختلفة مثل مقاييس النزعة المركزية، ومقاييس التشتت .. إلخ. وتوجد طرق احصائية أخرى تتناول تحديد مدى تمثيل العينات للمجتمع الأصلى الذى سحبت منه العينة، ومعظم هذه الطرق تحاول أن تختبر مدى دلالة الفروق والعلاقات بين الاحصاءات الوصفية، أما النوع الثالث من الاحصاء فهو يشمل الارتباطات والعلاقات بين المتغيرات المختلفة.

أما مصطلح الاحصاء الاجتماعى Social Statistics قد يستخدم هذا المصطلح ليشير إلى تطبيق المناهج الاحصائية على المشكلات الاجتماعية، أو ليشير إلى البيانات أو المعلومات العددية الفعلية التى تجمع ولها ارتباط ما بهذه المشكلات. والتعريف الأكثر ملاءمة للاحصاء الاجتماعى هو أنه يتكون من بيانات كمية تتناول بعض الموضوعات التى يهتم بها علماء الاجتماع، وفى تعريف آخر لهذا المصطلح هو أنه «طريقة لجمع المعلومات العددية المرتبطة بالحشود والتجمعات الاجتماعية، ثم تحليلها وتفسيرها»[1].

ويعتبر القياس ذو أهمية خاصة فى العمل على تطوير علم الاجتماع، وإن كان علماء الاجتماع أنصار الاتجاه الكمى قد استحوذت عليهم أفكار تدور كلها حول إبراز علمية علم الاجتماع من خلال استخدام الأساليب الرياضية والاحصائية وطرق القياس، من أجل الوصول إلى قوانين علمية تحكم الظواهر والمواقف الاجتماعية موضوع دراساتهم. فإن هؤلاء العلماء

(١) قاموس علم الاجتماع، مرجع سابق، ص ٣٨٧.

يعتبرون أنفسهم قد حددوا أهدافهم من خلال الاعتماد على الأساليب الكمية المختلفة ويعتبرون كذلك أن القياس كان وراء تقدم العلوم الطبيعية وأن ما يميز هذه العلوم بعضها عن بعض هو مدى اقترابها من القياس الدقيق. وهم فى نفس الوقت ينظرون إلى علماء الاجتماع أنصار الاتجاه الكيفى على أنهم قد استغرقوا فى التأمل ومحاولة التنبؤ من خلال الأساليب الكيفية فى البحث.

ويحاول الباحث فى هذا الفصل أن يعرض للأساليب والطرق الاحصائية المختلفة التى يمكن فى علم الاجتماع أن يستعين بها. حيث يساعد علم الاحصاء الباحث فى عملية جمع البيانات وتبويبها وتصنيفها، ولايقف دوره عند هذا الحد بل يمتد ليساعد الباحث أيضاً فى الحصول على الخصائص الاحصائية المختلفة التى تعينه فى عملية التحليل من خلال أساليب التحليل الاحصائية المختلفة. ومن ثم سنعرض لمقاييس النزعة المركزية، ومقاييس التشتت، والارتباط، واختبارات الدلالة الاحصائية، مركزين على إيضاح كيف يمكن للباحث فى علم الاجتماع أن يستعين بتلك الأساليب الاحصائية المختلفة وكيفية استخدامها بما يتمشى مع طبيعة البحث أو الدراسة التى يقوم بها. وفى النهاية نعرض لوجهة نظر عامة بالنسبة لدور الاحصاء فى علم الاجتماع.

وقد حاول العديد من العلماء استخدام وتطبيق الأساليب المختلفة فى القياس فى علم الاجتماع، وسنحاول أيضاً فى هذا الفصل أن نعرض للقياس بصورة عامة، وكيف استخدم العلماء القياس فى قياس الاتجاهات وفى القياس الاجتماعى (السوسيومترية) ولايعنى ذلك أن المحاولات المختلفة لاستخدام القياس تتركز فى قياس الاتجاهات أو فى القياس الاجتماعى فقط، ولكن سنعرض لها كنماذج لاستخدام القياس فى علم الاجتماع، حيث يوجد العديد من المحاولات لاستخدام القياس فى مجالات أخرى كالقياس الطبقى

من خلال قياس المكانة الاقتصادية والاجتماعية، وقياس القيم وقياس الشخصية، وقياس الرفاهية الاجتماعية. وهدفنا من ذلك إبراز محاولات علماء الاجتماع أنصار الاتجاه الكمى لاستخدام أساليب القياس المختلفة فى علم الاجتماع تكملة لعرضنا فى الفصول السابقة لاستخدام الرياضيات والاحصاء فى البحوث الاجتماعية.

إن أول خطوة يبرز فيها دور الاحصاء وامكانية استخدام الأساليب الاحصائية فى البحث تتضح حين يجد الباحث نفسه أمام مجتمع البحث أو الدراسة، فعليه أن يختار بين أسلوبين لإجراء الدراسة الميدانية : أما أسلوب الحصر الشامل أو أسلوب العينات. ويقدم علماء الاحصاء فى هذا المجال العديد من الأساليب التى تساعد الباحث فى اختيار العينة التى سوف يجرى عليها البحث، كما يقدم العديد من أنواع العينات التى تتمشى وطبيعة كل بحث، بالإضافة إلى الطرق الاحصائية التى تساعد فى تحديد حجم العينة. وعلى ذلك سوف نتناول بالعرض كل من أسلوب الحصر الشامل والعينات، ثم نوضح أنواع العينات المختلفة وطرق الحصول عليها وتحديد حجمها.

وأخيراً نتناول أن نعرض فى الفصل لمشكلة هامة وهى مشكلة الثبات والصدق بالنسبة للأدوات المختلفة التى يستعان بها فى البحوث الاجتماعية، كما نعرض أنواع كل من الثبات والصدق المختلفة، وكذلك الطرق الاحصائية وغيرها التى يمكن الإستعانة بها فى هذا الصدد.

أولاً : الاحصاء :

١ - مقاييس النزعة المركزية:

التوزيع التكرارى بأنواعه المختلفة يهدف إلى تبويب البيانات الرقمية فى صورة مناسبة موجزة توضح أهم معالمها الرئيسية. لكن الدراسة الاحصائية لاتكتفى بمثل هذا الإيجاز بل السعى نحو ما هو أعمق. وذلك حينما تحاول أن تلخص أهم صفات تلك البيانات الرقمية فى عدد واحد يرمز لها ويدل عليها وقد يوضح هذا العدد نزعتها للتجمع أو للتشتت.

ولا تقتصر حاجة الباحث إلى مجرد توزيع الدرجات فى جداول تكرارية وتمثيلها بالرسم بل إلى تلخيص هذه الدرجات جميعاً وتركيزها فى درجة أو قيمة واحدة تغنى وتعبر عن كل قيم ودرجات المجموعة، ففى كثير من التوزيعات التكرارية نجد أن عدداً كبيراً من المفردات يميل نحو التجمع حول قيمة متوسطة معينة ويقل عدد المفردات تدريجياً كلما بعدنا عن هذه القيمة المتوسطة التى تمثل مركز التوزيع وتسمى هذه الظاهرة بالنزعة المركزية أى نزعة المفردات المختلفة إلى التجمع حول مركز التوزيع. ويتضح من ذلك أن لكل مجموعة من البيانات قيمة متوسطة خاصة بها تميزها عن مجموعات البيانات الأخرى والتى يمكن استخدامها لوصف المجموعة حيث أنها تحدد مركز أو متوسط المجموعة[١].

وتتلخص أهم مقاييس النزعة المركزية فى المتوسط بأنواعه المختلفة الحسابى والهندسى والتوافقى وفى الوسيط، والمنوال. وتوجد عدة أسس لتحديد هذه القيم المتوسطة ولكل من هذه المقاييس مميزاته وعيوبه ولايمكن تفضيل أحد منهما على الأخر.

---

(١) د. أحمد عبادة سرحان، مرجع سابق، ص ٨٢.

الوسط الحسابي Arithmetic Mean

يعرفه البعض بأنه القيمة التى لو وزعت على كل فرد من أفراد العينة لكان مجموع هذه القيم هو المجموع الحقيقى للقيم الأولى، ويعد المتوسط الحسابى أكثر مقاييس المتوسطات استخداماً، ونحصل عليه بقسمة مجموع القيم على عددها. فإذا كانت لدينا القيم $س_{١}$ ، $س_{٢}$ ، ... ، $س_{ن}$ التى عددها ن ورمزنا للوسط الحسابى بالرمز $\bar{س}$ فإن : $\bar{س} = \frac{١}{ن}$ مجـ س ن ، ومن أهم خواص الوسط الحسابى:

١ - سهولة حسابه وامكان إخضاعه للعمليات الجبرية.

٢ - مجموع انحرافات القيم عن وسطها الحسابى يساوى صفر.

٣ - مجموع مربعات انحرافات القيم عن وسطها الحسابى يقل عن مجموع مربعات انحرافات القيم عن أى وسط آخر.

٤ - لايمكن إيجاد الوسط الحسابى بالطرق البيانية ولايمكن إيجاده من الجداول التكرارية المفتوحة.

الوسيط أو الأوسط Median

الوسيط هو النقطة التى تقع تماماً فى منتصف توزيع الدرجات بعد ترتيبها تصاعدياً أو تنازلياً، أى يسبقها نصف عدد الدرجات ويتلوها النصف الآخر، بمعنى أن الوسيط هو القيمة التى تقع فى المنتصف، والقيمة الوسيطية فى مجموعة من القيم هى تلك القيمة التى يكون عدد القيم الأخرى التى أقل منها معادلاً القيم الأخرى الأعلى منها. فإذا أردنا إيجاد الوسيط لمجموعة من المفردات فإننا نرتب هذه المجموعة ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً ثم نبحث عن القيمة التى يسبقها ويليها نفس العدد من القيم. ومن أهم خواصالوسيط أنه يمكن إيجاده بيانياً، وكذلك يمكن إيجاده من الجداول التكرارية المفتوحة.

المنوال Mode

المنوال هو القيمة الأكثر شيوعاً أى هو القيمة التى تحدث أو تتكرر أكثر من غيرها من بين قيم المجموعة وهو لذلك يناسب البيانات الوصفية الغير قابلة للقياس الكمى مثل ترتيب المفردات حسب ألوانها أو الأطعمة حسب تذوقها أو ... إلخ، وأهم ما يتميز به المنوال أنه يمكن إيجاده بيانياً، ويعيب المنوال أنه شديد الحساسية لتغير أطوال الفئات (فى حالة الجداول التكرارية) مما يقلل من أهميته واستخدامه عملياً. ويفضل المنوال فى الحالات التالية:

١ - إذا أريد الحصول على معامل مركزى فى أقصر وقت ممكن دون الاهتمام كثيراً بالدقة فى حسابه.

٢ - إذا كان هدف الباحث معرفة القيمة التى يتفق فيها أغلب أفراد المجموعة.[1]

٢ - التشتت Dispersion

تدلنا مقاييس النزعة المركزية على القيم المتوسطة للبيانات العددية أو على تجمعها. وهذه المقاييس وحدها لاتكفى لمعرفة الصفات الإحصائية اللازمة لوصف الظاهرة، فقد تكون الفروق بين الدرجات قليلة أو قد تكون كبيرة رغم تساوى قيم المتوسطات فى كلتا الحالتين. بمعنى أننا قد نجد مفردات إحدى المجموعتين متجمعة حول متوسط المجموعة بينما مفردات المجموعة الأخرى منتشرة ومتباعدة عن متوسطها وعندئذ يقال أن المجموعة الأولى أقل تشتتاً من المجموعة الثانية. وعلى ذلك فالتشتت فى أى مجموعة من القيم يقصد به درجات التفاوت أو الاختلاف بين قيم هذه المجموعة فإذا كانت قيم المجموعة متقاربة من بعضها البعض يكون التشتت

---

(١) السيد محمد خيرى، مرجع سابق، ص ٤٢.

صغيراً وإذا كانت متباعدة عن بعضها البعض أى متباينة يكون التشتت كبيراً. وتوجد عدة مقاييس تصلح لقياس درجة التشتت أهمها المدى، الانحراف الربيعي، والانحراف المتوسط، والانحراف المعياري.

١ - المدي Range

هو الفرق بين أقل قيمة وأكبر قيمة فى المجموعة وهو يعد أبسط مقياس لحساب التشتت، لكن من عيوبه أنه يعتمد على القيمتين الطرفيتين فقط واللتين كثيراً ما تكونا شاذتين عن قيم المجموعة فإذا كانت إحدى القيمتين كبيرة جداً، والثانية صغيرة جداً فإن المدى سوف يبالغ فى إظهار تشتت المجموعة، وسيظهره على غير حقيقته. ويكون المدى مضللاً فى حالة مقارنة المجموعات التى يختلف عدد مفرداتها اختلافاً كبيراً، ذلك بالإضافة إلى صعوبة حسابه من الجداول التكرارية وبخاصة المفتوحة.

٢ - الانحراف الربيعي Quartile Deviation

من أهم عيوب المدى اعتماده على القيم الطرفية التى غالباً ما تكون متطرفة، ويمكن التغلب على هذا العيب بحذف بعض القيم، فإذا أهملنا الربع الأول والربع الأخير من هذه القيم فإنه يمكن الحصول على مقياس للتشتت يعتبر أفضل من المدى ويعتمد فى حسابه على كل من الربيعين الأدنى والأعلى ويسمى بالانحراف الربيعى وهو عبارة عن نصف المدى الربيعى أى أن:

$$\text{الانحراف الربيعى} = \frac{\text{الربيع الأعلى} - \text{الربيع الأدنى}}{٢}$$

٣ - الانحراف المتوسط Mean Deviation

وذلك إذا اعتمدنا على متوسط القيمة العددية لانحرافات القيم عن وسطها الحسابى، وهذا المقياس يعرف بالانحراف المتوسط أى أن :

$$\text{الانحراف المتوسط} = \frac{١}{ن} \text{مجـ} \left| \text{س} - \bar{\text{س}} \right|$$

حيث أن $\left| س - \bar{س} \right|$ هى القيمة العددية لانحراف القيم عن وسطها الحسابى وحيث ن هى عدد المفردات.

٤ - الانحراف المعياري Standard Deviation

وهو يعتبر من أهم مقاييس التشتت وأكثرها استخداماً لأنه يدخل فى حساب الكثير من المقاييس الاحصائية الأخرى، وهو يعتمد على كل قيم المجموعة ونحصل عليه بتربيع انحرافات القيم عن وسطها الحسابى بدلاً من إهمال الإشارات كما فى حالة الانحراف المتوسط وبذلك نحصل على:

$$ع^{٢} = \frac{مجـ (س - \bar{س})^{٢}}{ن}$$

وهذه الصيغة تعطى ما يسمى بالتباين (Variance) وهو عبارة عن متوسط مربعات انحرافات القيم عن وسطها الحسابى، ولكى نحصل على مقياس للتشتت يكون مقيساً بنفس وحدات المتغير س نأخذ الجذر التربيعى فنحصل على الانحراف المعيارى :

$$ع = \sqrt{\frac{١}{ن} مجـ (س - \bar{س})^{٢}}$$

٥ - الدرجة المعيارية Standard Score

إن القيمة الخام فى أى مجموعة من القيم لاتعطى معنى أو دلالة. ولاتستعمل عادة فى المقارنات، ومن أجل ذلك تستخدم الدرجة المعيارية. وقد يحتاج الباحث إلى مقارنة مدى ارتفاع القيمة أو انخفاضها عن المتوسط أى الفرق بين القيمة والمتوسط مقيسة بوحدات من الانحراف المعيارى. أى أن :

$$\text{الدرجة المعيارية} = \frac{\text{القيمة} - \text{المتوسط}}{\text{الانحراف المعيارى}}$$

والدرجـة المعيارية على هذا النحـو قد تساوى صفـراً فى حـالة تساوى القيمة بالمتوسط، كذلك قد تكون موجبة إذا كانت القيمة أعلى من المتوسط، وقد تكون سالبة إذا كانت القيمة أقل من المتوسط. وتوضح الدرجة المعيارية مركز قيمة معينة بالنسبة للمجموعة التى تقع فيها هذه القيمة. ومعنى هذا هو مقارنة هذه القيمة بالنسبة لمتوسط القيم الكلية. ويتطلب ذلك إيجاد كل من المتوسط الحسابى والانحراف المعيـارى لقيم المجموعـة ككل ثم إيجاد الدرجة المعيارية لأحد القيم.

٣ - التشتت النسبي (معامل الاختلاف):

عند مقارنة التوزيعات التكرارية تقابلنا صعوبة الاختلاف فى وحدات القياس وللتخلص من هذه الصعوبة يمكن استخدام مقياس نسبى للتشتت لايتأثر بوحدات القياس المستخدمة فى كل من التوزيعين، فلو قسمنا الانحراف المعيارى لكل توزيع على الوسط الحسابى له نحصل على مقياس نسبى للتشتت يعرف بمعامل الاختلاف حيث :

$$\text{معامل الاختلاف} = \frac{\text{الانحراف المعيارى}}{\text{الوسط الحسابى}} \times ١٠٠$$

واستخدام التشتت النسبى لايقتصر فقط على التخلص من وحدات القياس ولكن يستخدم أيضاً لمقارنة التوزيعات التى يوجد فرق كبير بين متوسطاتها حتى ولو كانت مقيسة بنفس وحدات القياس. وفى حالة الجداول التكرارية المفتوحة لايمكن حساب كل من الوسط الحسابى والانحراف المعيارى. لذلك تستخدم صيغة أخرى تعتمد على الربيعين الأعلى والأدنى. ولما كان معامل الاختلاف عبارة عن مقياس التشتت مقسوماً على مقياس المتوسط فإنه يمكن إيجاده بقسمة الانحراف الربيعى على الوسيط، وباعتبار أن الوسيط يساوى الوسط الحسابى للربيعين :

$$\therefore \text{معامل الاختلاف} = \frac{\text{الربيع الأعلى} - \text{الربيع الأدنى}}{\text{الربيع الأعلى} + \text{الربيع الأدنى}} \times ١٠٠$$

ونفس هذه الصيغة نستخدم إذا أردنا إيجاد معامل الاختلاف بيانياً حيث يمكن حساب قيمة الربيعين الأعلى والأدنى من الرسم (من منحنى التكرار المتجمع).

والخلاصة أنه يمكن استخدام كل من هذه المقاييس (مقياس التشتت) فى الحالات الآتية:

يمكن استخدام المدى عندما يراد تحديد اتساع التوزيع أى المسافة بين أقل القيم وأكبرها. وكذلك إذا ضمن الباحث عدم وجود قيم متطرفة غريبة عن المجموعة. أما بالنسبة لنصف المدى الربيعى فيستخدم عندما يراد الحصول على مقياس تقريبى للتشتت فى وقت قصير، وكذلك عندما تكون فى المجموعة قيم متطرفة تشذ عن القيم العادية، أو عندما يراد معرفة درجة تركز القيم حول الوسيط، أو عندما يراد الحصول على مقياس للتشتت فى جدول تكرارى مفتوح. ويستخدم الانحراف المتوسط أو الانحراف المعيارى فى الحالات التالية: عندما يقصد إعطاء أوزان لجميع الانحرافات وكذلك عندما يراد الحصول على معامل للتشتت على أكبر جانب من الدقة، ويفضل فى هذه الحالة الانحراف المعيارى.

الارتباط Correlation

الارتباط فى معناه العلمى هو التغير الاقترانى، أو بمعنى آخر هو النزعة إلى اقتران التغير فى ظاهرة بالتغير فى ظاهرة أخرى. وإذا كانت المقاييس الإحصائية السابقة تهتم بوصف متغير واحد كمقاييس النزعة المركزية، وكذلك مقاييس التشتت. فإنه لدراسة الارتباط بين متغيرين نحتاج لمقياس يقيس لنا درجة العلاقة بينهما واتجاه هذه العلاقة فإذا وجدنا أن الزيادة فى المتغير الأول تصاحبها زيادة فى المتغير الثانى، وأن النقص فى المتغير الأول يصاحبه نقص فى المتغير الثانى نقول: أنه يوجد ارتباط طردى (موجب) بين هذين المتغيرين. أما لو كانت الزيادة فى المتغير الأول يصاحبها نقص

فى المتغير الثانى والنقص فى المتغير الأول يصاحبه زيادة فى المتغير الثانى نقول أنه يوجد ارتباط عكسى (سالب) بين هذين المتغيرين. وفى بعض الحالات نجد أن الارتباط يكون تاماً (سواء كان طردياً أم عكسياً) وفى هذه الحالات نستطيع معرفة أحد المتغيرين لو عرفنا المتغير الآخر. ويمكن تلخيص العلاقة بين متغيرين على النحو التالى : علاقة مطردة كاملة - علاقة مطردة ناقصة - علاقة صفرية أو معدومة - علاقة عكسية ناقصة - علاقة عكسية كاملة.

معامل الارتباط (بيرسون) Coefficient of Correlation

هو المعامل الذى يصف نوع العلاقة بين متغيرين وتنحصر قيمته بين ١ ، -١ فإذا كانت العلاقة مطردة كاملة كانت قيمة معامل الارتباط ١ ، وإذا كانت العلاقة عكسية كاملة كانت قيمته -١ ، والارتباط الكامل لا وجود له عادة فى الظواهر الطبيعية، ويلاحظ أن المعامل الناتج فى الأبحاث النفسية أو التربوية أو الاجتماعية يكون عادة كسراً موجباً أو سالباً تنحصر قيمته بين ±١.

حساب معامل الارتباط:

لقد وضع بيرسون مقياس للارتباط عرفه بأنه متوسط حاصل ضرب الدرجات المعيارية للمتغيرين حيث :

$$ر = \frac{1}{ن} مجـ \left(\frac{س - \bar{س}}{ع_س}\right)\left(\frac{ص - \bar{ص}}{ع_ص}\right)$$

حيث $\bar{س}$ ، $ع_س$ هما الوسط الحسابى والانحراف المعيارى للمتغير س ،

حيث $\bar{ص}$ ، $ع_ص$ هما الوسط الحسابى والانحراف المعيارى للمتغير ص ،

ن هى عدد أزواج القيم.

ونظراً لصعوبة الحساب بهذه الصيغة فقد اشتقت منها صيغ أخرى منها:

$$ر = \frac{\frac{مجـ س ص}{ن} - \bar{س}\,\bar{ص}}{ع_س\ ع_ص}$$

معامل ارتباط الرتب (سبيرمان):

يستخدم هذا المعامل عادة لدراسة الارتباط بين البيانات النوعية أى تلك التى لايمكن قياسها كمياً وتعتمد هذه الطريقة على إعطاء المتغيرات رتباً لتحل محل القياس العددى، فإذا رتبنا مفردات المتغير س ترتيباً تصاعدياً ووجدنا أن مفردات المتغير ص المناظرة لها مرتبة ترتيباً تصاعدياً أيضاً نستنتج وجود ارتباط طردى تام بين المتغيرين س ، ص . أما إذا رتبنا مفردات المتغير س ترتيباً تصاعدياً ووجدنا أن مفردات المتغير ص المناظرة لها مرتبة ترتيباً تنازلياً نستنتج وجود ارتباط عكسى تام بين المتغيرين س ، ص غير أن هذا الارتباط التام نادر الحدوث فى الدراسات الاجتماعية والاقتصادية. ولقياس الارتباط بين مفردات المتغيرين س ، ص نرتب كل منهما حسب أفضليته ثم نحسب الفرق (ف) بين كل رتبتين متقابلتين (فنجد أن مجـ ف = صفر) وبحساب مربعات هذه الفروق يمكن إيجاد معامل الارتباط باستخدام العلاقة :

$$ر = ١ - \frac{٦\ مجـ\ ف^{٢}}{ن\ (ن^{٢} - ١)}$$

وعلى هذا فإن معامل ارتباط بيرسون يعتبر أكثر دقة من معامل سبيرمان لارتباط الرتب، لأن هذا الأخير يتناول فى حسابه الرتب وليس القيم نفسها، فزيادة القيمة أو نقصها لايغير من قيمة المعامل المحسوب على

أساس الرتب مادامت هذه الزيادة أو النقص لاتغير وضع القيمة بالنسبة للمجموعة، بينما يتأثر معامل ارتباط بيرسون بأى تغير فى القيم. ويعتبر هذا المعامل من أكثر المعاملات شيوعاً نظراً لدقته وتأثره بجميع القيم المعطاة، كما أن له مقاييس دقيقة لحساب مدى ثباته، كما أنه يدخل ضمن عمليات ومعاملات احصائية أخرى.

الطرق السابقة تعبر عن طرق قياس العلاقة بين الظواهر التى يمكن قياسها رقمياً. على أن الظاهرتين موضع الدراسة قد تكونا أحياناً مجرد صفات. فلا نستطيع استخدام معامل الارتباط لقياس العلاقة بين الظاهرتين. وفى مثل هذه الحالة توجد مقاييس أخرى يمكن استخدامها مثل «معامل الاقتران» والآخر يسمى «معامل التوافق».

معامل الاقتران:

يستخدم معامل الاقتران لقياس الارتباط بين ظاهرتين وصفيتين يتم عرض بياناتهما فى جدول مزدوج يشتمل على أربع خلايا يطلق عليه «جدول الاقتران».

أ	ب
جـ	د

التكرارات فى خلايا جدول الاقتران

$$\therefore \text{معامل الاقتران} = \frac{\text{أ د} - \text{ب جـ}}{\text{أ د} + \text{ب جـ}}$$

حيث أ ، ب ، جـ ، د تمثل عدد مفردات الخلايا كما هو موضح بالجدول السابق، وهذا المعامل يكون دائماً أقل من ١ . وإذا كان يساوى صفراً أو قريباً منه كان ذلك دليلاً على عدم وجود اقتران أو على أن الاقتران

ضعيف. وإذا كان سالباً كان الاقتران عكسياً [1].

معامل التوافق:

يستخدم معامل التوافق لقياس الارتباط بين ظاهرتين وصفيتين تعرض بياناتهما في جداول مزدوجة تحتوى على أكثر من أربع خلايا. يطلق عليها «جداول التوافق» وتقاس العلاقة بين الظاهرتين في مثل هذه الحالة بالمعامل الآتى:

$$\text{معامل التوافق} = \sqrt{\frac{\text{جـ} - 1}{\text{جـ}}}$$

$$\text{حيث جـ} = \text{مجـ} \frac{(\text{ك و ر})^2}{\text{ك . ز} \times \text{ك و}}$$

حيث ك و ز رمزاً للتكرار فى الخلية الواقعة فى العمود (و) والصف (ز)، ك . ز رمزاً لمجموع التكرارات فى الصف ز ، ك و . رمزاً لمجموع التكرارات فى العمود و .

معامل فـــاي [2]:

الأصل فى معامل فاى أنه يصلح للمتغيرات غير المستمرة أى التى تنقسم إلى فئتين فقط مثل صواب وخطأ. أو نعم ولا ، أو واحد وصفر. ولذا فهو يصلح لتحليل مفردات أسئلة الاختبارات النفسية. لكن هذا لايمنع من تحويل المتغيرات المستمرة إلى متغيرات ثنائية الفئات ثم حساب فاى لها بعد ذلك.

طريقة حساب معامل ارتباط فـــاي:

يحسب معامل ارتباط فاى من التكرار الثنائى، والهامشى من المعادلة التالية:

---

(١) أحمد عبادة سرحان، صلاح الدين طلبة، أسس الاحصاء، دار الكتب الجامعية، ١٩٦٨، ص ١٨١ ، ١٨٢.

(٢) فؤاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٣٧٢ ، ٣٧٣.

$$ر ف = \frac{أ د - ب ج}{\sqrt{(أ + ب)(ج + د)(أ + ج)(ب + د)}}$$

على اعتبار أن أ يرمز إلى نسبة الخلية الأولى فى الصف الأول

ب يرمز إلى نسبة الخلية الثانية فى الصف الأول

جـ يرمز إلى نسبة الخلية الأولى فى الصف الثانى

د يرمز إلى نسبة الخلية الثانية فى الصف الثانى

الدلالة الإحصائية:

تعتمد علاقة العينة بأصلها على طريقة اختيار العينة وعلى عدد أفرادها. ويزداد اقتراب المقاييس الاحصائية للعينات من مقاييس الأصل كلما ازداد عدد أفراد هذه العينات، حتى تنطبق تلك المقاييس على بعضها تمام الانطباق وذلك عندما يصبح عدد أفراد العينة مساوياً لعدد أفراد الأصل، وتتحول بذلك مقاييسها لتدل فى جوهرها على الظاهرة الاحصائية فى صورتها العامة الصحيحة. وتهدف الدلالة الاحصائية إلى الكشف عن مدى هذا الاقتراب. ولذا تزداد الثقة فى مقاييس العينة كلما اقتربت من أصلها، أو كلما كان تذبذبها حول هذا الأصل ضيقاً. أو بمعنى آخر كلما كان انحرافها عن مقاييس الأصل صغيراً. ويقاس هذا الانحراف بأهم مقياس للتشتت وهو الانحراف المعيارى للمتوسطات والمقاييس الاحصائية الأخرى ويسمى هذا النوع بالخطأ المعيارى لأنه يدل على مدى الخطأ المحتمل لتلك المقاييس فى ابتعادها أو اقترابها من أصلها الذى انتزعت منه. هذا ونستطيع أن نحدد مدى الانحرافات المعيارية لتلك المقاييس لنحدد بذلك مدى ثقتها فيها فالمدى الذى يمتد من -ع إلى +ع يختلف عن المدى الذى يمتد من -٢ ع إلى + ٢ ع ، وهكذا نستطيع أن نستطرد فى تحديد هذا المدى إلى المستوى الذى يقرر حدود الثقة فى تلك المقاييس. وتسمى هذه الفكرة دلالة حدود

الثقة Confidence Limits وعندما نقيس الدلالة الاحصائية لمعاملات الارتباط نحاول تقرير ما إذا كان الارتباط قائماً فعلاً أم أنه يرجع فى جوهره إلى أخطاء العينات. فإذا كان الارتباط حقيقياً فإنه لايساوى صفراً، وإن كان غير قائم فى حقيقته فهو إذن يساوى صفراً. أى أننا نقيس مدى ابتعاده أو اقترابه من الصفر، وتسمى هذه الدلالة دلالة الفرض الصفرى Null Hypothesis.

الخطأ المعياري:

تعتمد فكرة الخطأ المعيارى للمقاييس الاحصائية المختلفة على التوزيع التكرارى لتلك المقاييس. فإذا اخترنا بعض العينات المتساوية فى عدد أفرادها، وكان الاختيار من أصل واحد، ثم حسبنا مثلاً متوسطات تلك العينات، فإن التوزيع التكرارى لتلك المتوسطات يميل إلى أن يكون اعتدالياً فى توزيعه. وكلما كان حجم تلك العينات كبيراً، أى كلما كثر عدد أفرادها، صغر إنحرافها المعيارى وضاق تبعاً لذلك انحرافها عن متوسطها العام.

الخطأ المعياري للمتوسط:

تعتمد طريقة قياس الخطأ المعيارى للمتوسط على الانحراف المعيارى للعينة وعلى عدد أفرادها. وهو يتناسب تناسباً طردياً مع الانحراف المعيارى، وتناسباً عكسياً مع الجذر التربيعى لعدد أفراد العينة، أى أن :

$$\text{الخطأ المعيارى للمتوسط} = \frac{\text{الانحراف المعيارى للعينة}}{\text{الجذر التربيعى لعدد أفراد العينة}}$$

$$\therefore \text{ع م} = \frac{\text{ع}}{\sqrt{\text{ن}}}$$

الخطأ المعياري للوسيط:

تعتمد طريقة قياس الخطأ المعيارى للوسيط على نفس الفكرة التى اعتمدنا عليها فى قياسنا للخطأ المعيارى للمتوسط. أى على التوزيع التكرارى

للوسيط الذى نحسبه من العينات التى تنتمى فى جوهرها لأصل واحد، وعلى الانحراف المعيارى لتوزيع ذلك الوسيط. أى أن هذه الطريقة تعتمد على انحراف وسيط العينة عن المتوسط العام للعينات، لأن التوزيع التكرارى للوسيط يميل إلى أن يكون اعتدالياً فى شكله العام. وبما أن الوسيط ينطبق على المتوسط فى التوزيع الاعتدالى. إذن يقاس انحراف وسيط العينة عن المتوسط العام كما قسنا انحراف متوسط العينة عن المتوسط العام.

الخطأ المعياري للنسبة:

يقاس الخطأ المعيارى للنسبة بالمعادلة التالية:

$$\text{الخطأ المعيارى للنسبة} = \sqrt{\frac{\text{نسبة الاستجابات الصحيحة} \times \text{نسبة الاستجابات الخاطئة}}{\text{عدد الافراد}}}$$

$$\therefore \text{ع أ} = \sqrt{\frac{\text{أ} \times \text{ب}}{\text{ن}}}$$

حيث يدل الرمز ع على الخطأ المعيارى للنسبة أ ، ويدل الرمز أ على نسبة الاستجابات الصحيحة إلى المجموع الكلى للاستجابات ، ويدل الرمز ب على نسبة الاستجابات الخاطئة إلى المجموع الكلى للاستجابات.

اختبار كا^2 للدلالة الإحصائية:

يعد هذا الاختبار من أهم اختيارات الدلالة الاحصائية وأكثرها شيوعاً لأنها لاتعتمد على شكل التوزيع التكرارى، ولذا فهى تعد من المقاييس اللابرمترية أى مقاييس التوزيعات الحرة. ولأنها تحسب لكل خلية من خلايا أى جدول تكرارى ثم نجمع القيم الجزئية للحصول على القيمة الكارية لـ كا^2 وتستخدم كا^2 لحساب دلالة فروق التكرار أو البيانات العددية التى يمكن تحويلها إلى تكرار مثل النسب والاحتمالات.

أساس الطريقة العامة لحساب كا^2:

الأصل فى كا^2 أنها مقياس لمدى اختلاف التكرار المشاهد أو الواقعى عن التكرار المحتمل أو المتوقع وهى فى الواقع مجموع مربعات انحرافات التكرار الواقعى عن التكرار المتوقع ثم تنسب مربعات الانحراف بعد ذلك إلى التكرار المتوقع. هذا وكلما زاد هذا الانحراف تبعاً لذلك دلالة الفرق بين التكرارين، الواقعى والمتوقع وأصبح طبقاً لهذه الزيادة متمايزاً عن الصفر. وتبين المعادلة التالية الطريقة العامة لحساب كا^2:

$$\text{كا}^2 = \text{مجـ} \frac{(\text{ت و} - \text{ت م})^2}{\text{ت م}}$$

حيث يدل الرمز مجـ على المجموع، والرمز ت و على التكرار الواقعى، والرمز ت م على التكرار المتوقع، ومعنى هذا حساب القيمة الجزئية لـ كا^2 لكل خلية من خلايا الجداول مهما كانت صورة هذه الجداول، ثم تجمع تلك النتائج للحصول على القيمة النهائية لـ كا^2 ، ثم تحسب قيمة كا^2 من الجداول عند مستوى المعنوية المرغوب وبدرجات الحرية المناسبة. فإذا كانت كا^2 المحسوبة من العينة أكبر من تلك التى حصلنا عليها من الجداول نرفض الفرض القائل بعدم وجود فرق معنوى (جوهرى) بين التكرارات المشاهدة المتوقعة. والعكس صحيح أن كانت كا^2 المحسوبة من العينة أصغر من كا^2 الجدولية.

اختبار «ت» لدلالة فروق المتوسطات:

يعد هذا الاختبار من أكثر اختبارات الدلالة شيوعاً. وهو يستخدم لقياس دلالة فروق المتوسطات غير المرتبطة والمرتبطة، وللعينات المتساوية وغير المتساوية.

ولاستخدام اختبار «ت» كاختبار لقياس دلالة الفرق بين متوسطى عينتين مستقلتين يستخدم القانون الآتى:

$$ت = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{\frac{ن_1 ع_1^2 + ن_2 ع_2^2}{ن_1 + ن_2 - 2} \left(\frac{1}{ن_1} + \frac{1}{ن_2} \right)}}$$

حيث $م_1$ = متوسط قيم العينة الأولى.

$م_2$ = متوسط قيم العينة الثانية.

$ن_1$ = عدد أفراد العينة الأولى.

$ن_2$ = عدد أفراد العينة الثانية.

$ع_1$ = الانحراف المعيارى للعينة الأولى.

$ع_2$ = الانحراف المعيارى للعينة الثانية.

وبعد إيجاد قيمة (ت) من البيانات السابقة وحساب درجات الحرية (هى فى أية مجموعة هى عدد الحالات ناقصاً واحداً)، وهى فى حالة الفرق بين متوسط عينتين = $ن_1 + ن_2 - 2$ ثم تحسب قيمة T من الجداول عند مستوى المعنوية المرغوب وبدرجات الحرية المناسبة. فإذا كانت قيمة T المحسوبة أكبر من تلك التى حصلنا عليها من الجداول نرفض الفرض القائل بعدم وجود فرق معنوى (جوهرى) بين المتوسطين. والعكس صحيح إن كانت قيمة T المحسوبة أصغر من T الجدولية.

تحليل التباين Analysis of Variance:

يستخدم هذا التحليل توزيع « ف » لاختبار الفرض بأنه لايوجد فرق معنوى بين الأوساط الحسابية لأكثر من مجتمعين. ويجرى هذا الاختبار باستخدام بيانات ثلاث عينات أو أكثر.

ويعتمد تحليل البيانات أساساً على تقسيم المجموع الكلى لمربعات الانحرافات عن الوسط الحسابى العام إلى قسمين:

١ - مجموع المربعات بين المجموعات.

٢ - مجموع المربعات داخل المجموعات.

وبقسمة مجموع المربعات على درجات الحرية المناسبة نحصل على متوسط المربعات. ويتم اختبار الفرض القائل بعدم وجود اختلاف بين متوسطات المجتمعات باستخدام توزيع «ف» الخاص بالنسبة بين تباينين حيث:

$$\text{ف} = \frac{\text{متوسط المربعات بين المجموعات}}{\text{متوسط المربعات داخل المجموعات}}$$

هذا وقد وضع "Sendicor" جدولاً إحصائياً يبين قيم « ف » التى تكون لها دلالة إحصائية عند مستوى المعنوية α = ٠,٠١ ، α = ٠,٠٥

ثانياً : القياس :

١ - معنى القياس وأبعاده :

القياس Measurement هو تحويل كمى للملاحظات. وينطوى القياس على ترجمة الخصائص أو العلاقات التى كشفت عنها الملاحظة، ترجمة عددية أو رقمية . ويمكن أن تتفاوت عملية القياس من الجدولة البسيطة لعدد الحالات فى فئات متعددة، إلى استخدام الإجراءات الإحصائية المعقدة[١] .

إن أى ظاهرة لها وجود يمكن إخضاعها للقياس الكمى لدرجة معينة، غير أن الظواهر النفسية والعقلية تتميز بمعنويتها وتعقد العوامل المؤثرة فيها مما يجعلها تختلف عن الظواهر الطبيعية والمادية من حيث دقة القياس[٢] .

---

(١) قاموس علم الاجتماع، مرجع سابق، ص ٢٨٤ .

(٢) د. محمد خليفة بركات، الاختبارات والمقاييس العقلية، دار مصر للطباعة (١٩٥٤)، ص ٤ - ٥.

ويقصد بالقياس تقدير الشئ المادى أو المعنوى بواسطة وحدة معينة لمعرفه عدد ما يحتويه من هذه الوحدة، وبعبارة أخرى هو تقدير الشئ تقديراً كمياً أو عددياً [١]. وعلى ذلك فالقياس تحديد وتعبير عن الخصائص الاجتماعية والموضوعات والوقائع، فى صور عددية تعبر عن مداها وشدتها ووزنها وما إلى ذلك من أبعاد وخصائص فى الظاهرة موضوع الدراسة[٢].

وللقياس شروط حيث أنه يوجد شبه إتفاق بين المهتمين بالقياس فى المجال الاجتماعى على أنه يقوم على فكرة المتصل التى تعد فكرة أساسية ومحورية فى نجاح القياس والإعداد الجيد للقياس. ولذلك مس المتصور أن يستقطب هذا المتصل معظم الشروط الأساسية فى القياس والتى يمكن إيجازها فيما يلى :

أولاً : صرورة أن يكون المتصل متجانساً ويتحقق هدا بتركيز المتصل على شئ واحد فى وقت واحد وأن يكون التركيز واضحاً دقيقاً بقدر الإمكان.

ثانياً : تقسيم المتصل إلى مسافات متساوية بقدر الإمكان من خلال مجموعة من "انقط التى تحدد هذه المسافات.

ثالثاً : ضرورة التأكد من أن كل موضع وكل نقطة على المقياس موضوعة فى مكانها الصحيح بالنسبة للنقط الأخرى.

رابعاً : أن يسمح المتصل بالإضافة المتجمعة الدالة Repreaducibility وهده الخاصية أو هذا الشرط، بمعنى وضع احتمالات مقادير الخاصية المقاسة فى الاعتبار.

---

(١) د. أحمد عزت راجح، أصول علم النفس، مطبعة جامعة الإسكندرية، الطبعة الثالثة (١٩٥٧)، ص ٥٨.

(٢) د. غريب سيد أحمد، د. عبد الباسط عبد المعطى، مرجع سابق، ص ٥٠.

خامساً : نظراً لأن طبيعة المتصل ترتبط وتتجسد بالبنود المنتقاة، فيجب أن تمثل هذه البنود، المتصل تمثيلاً دقيقاً.

سادساً : يضاف إلى كل ما سبق وجود إطار تصورى واضح، محدداً لمفهومات دقيق القضايا، جوهرى فى المتغيرات المراد قياسها وتوزيع العينة فى ضوئها[١].

خطوات إعداد القياس:

أولاً : تحديد وحدات القياس : وهذه الوحدات أنواع وغالباً ما تكون وحدة صغيرة من الشئ الذى يقاس. وقد تكون الوحدة عبارة عن متغير يتضمن علاقة وظيفية ثابتة مع المتغير المراد قياسه.

ثانياً : تحديد نقطة الصفر المطلق. وتستلزم عملية القياس تحديد نقطة بداية تكون واحدة بالنسبة لجميع الأشياء المراد قياسها حتى يمكن المقارنة بينها على أساس علمى سليم. وتعرف نقطة البداية هذه باسم نقطة الصفر المطلق. ومن اليسير تحديد نقطة الصفر هذه بالنسبة للمقاييس المادية، بينما يتعذر تحديدها فى غالب الأحيان بالنسبة للمقاييس النفسية والاجتماعية.

ثالثاً : تحديد نوع المجتمع الذى تجرى عليه عملية القياس. لأنه من الضرورى تحديد نوع المجتمع الذى تجرى عليه عملية القياس لأن ما يحدث فى مجتمع قد لايحدث فى مجتمع آخر. فإذا استخدم مقياس وضع لجماعة معينة فقد لا يصلح لاستخدامه مرة ثانية على جماعة أخرى.

رابعاً : التأكد من ثبات المقياس.

---

(١) المرجع السباق، ص ١٦٣ ، ١٦٤ .

٢ - التكميم في علم الاجتماع:

نبعت فكرة القياس ومحاولة تكميم الظواهر الاجتماعية عن الروح العلمية التى سادت مع مطلع هذا القرن والتى كانت تؤكد أن العلم يعنى القياس[١]. ويستعمل القياس فى كل حالة يتسنى فيها الوصف بالأرقام، ويدخل ضمن القياس العد والترتيب تصاعدياً أو تنازلياً بالنسبة لخاصية معينة أو صفة خاصة، فنستطيع أن نرتب عدداً من الأشخاص من حيث الطول أو الوزن أو المستوى ... إلخ، طالما أن هذه الصفات الجسميه أو الاجتماعيه أو النفسيه يمكن أن تختلف من فرد إلى آخر من الناحية الكمية. وترتيب الأشخاص أو الأشياء يفيد كثيراً فى مقارنتها بعضها ببعض، بل ويفيد أيضاً فى بيان مركز الفرد بالنسبة لمجموعته، لكن طريقة ترتيب الأفراد لاتفيد أكثر من ذلك، فهى لاتدل على مقدار امتلاك الشخص للصفة المطلوبة إلا بدرجة نسبية، أى أنها لا تدلنا مثلاً على مدى تفوق الأول على الثانى، كما لايمكن أن نستنتج من الترتيب أن الفرق بين الثانى والأول يعادل الفرق بين السادس والخامس، بالرغم من أن الفرق فى الرتب متساو فى الحالتين. فالرتب لاتخضع للعمليات الحسابية المعتادة كما تخضع الدرجات أو القيم كالدقائق والأرطال والدرجات، بينما لو أمكن تحديد قيم للأفراد، أتاحت هذه القيم فرصاً كثيرة لاستنتاجات تتعلق بهذه القيم، كما يمكن استخدام هذه القيم فى عمليات أخرى يستفيد بها الباحث لأغراض شتى. والطريقة الشائعة لاستخدام القياس تكون بإعطاء الفرد أو الشئ قيمة خاصة. فالباحث فى علوم التربية والنفس والاجتماع يطبق اختباراً ما على عدد من الأشخاص ويعطى كلاً منهم درجة تدل على مدى تحصيله أو مدى اتصافه بصفة معينة أو درجة اعتناقه لرأى اجتماعى معين وتحديد قيمة الشئ عددياً فيه فرض

(١) د. محمد على محمد، مرجع سابق، ص ٧٠

ضمنى بأن الصفة التى نقيسها لها وحدات يمكن اتخاذها أساساً للتقسيم. كما أن فيه افتراض ضمنى آخر وهو أن الوحدات تسير بتسلسل منتظم وبفترات متساوية. وفى أغلب الاستبيانات الاجتماعية يتخذ عدد الإجابات بـ «نعم» أو «لا» مقياساً للاتجاه العقلى أو شدة أو مدى اعتناق الشخص لفكرة خاصة[1].

والقياس بمعناه العام مقارنة ترصد فى صورة عددية، كمقارنة الأطوال بالمتر، والأوزان بالكيلوجرام، أى أن نتيجة المقارنة تتحول إلى أعداد نسميها درجات، (والدرجات جمع درجة والدرجة تعنى المرتبة والطبقة)[2]. وبالرغم من أن درجات الاختبار التحصيلى أو النفسى أوالاستبيان لاتختلف عن القيم المادية - التى تصف الأشياء الطبيعية الأخرى كالحجم والمساحة... إلخ. فى أنها تخضع للعمليات الحسابية المختلفة كالجمع والطرح والضرب ... إلخ، إلا أن هناك فرقاً بينهما هو أن المقاييس المادية لها صفر مطلق، بمعنى أن ٣٠ رطلاً فى الوزن تعادل ضعف ١٥ رطلاً، لأن الكمية الأولى ترتفع عن الصفر المطلق ثلاثين وحدة بينما ترتفع الثانية خمس عشر وحدة فقط، بينما لايمكننا أن نطبق هذا فى الدرجات القياسية فى الاختبارات مثلاً، فقيمة درجة ١٠ فى اختبار عقلى لايمكن أن تعادل ثلث درجة ٣٠ فى نفس الاختبار، ذلك لأننا لايمكننا أن نفترض وجود صفر لهذا التقدير فهذا معناه فى مثل هذه الحالات عدم وجود القدرة على وجه الإطلاق[3]. وتعتمد المقارنة على النواحى الوصفية والنواحى الكمية. وتهدف النواحى الوصفية إلى الكشف عن وجود الصفة أو عدم وجودها، كمقارنة الأطوال بالأوزان لتحديد الفروق القائمة بينهما حتى يتحدد بذلك نوع القياس الصالح لكلا

---

(١) د. السيد محمد خيرى، مرجع سابق، ص ٣٦ .
(٢) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٢٧ .
(٣) د. السيد محمد خيرى، مرجع سابق، ص ٣٧.
(١) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٢٧ .

منهما، حتى لايظن أن الطول يقاس بالكيلوجرام والوزن بالمتر. وبهدف النواحى الكمية إلى الكشف عن درجة وجود الصفة بعد أن كشفت المقارنة الوصفية عن وجودها وتمايزها. وهكذا تعتمد الجداول الاحصائية على التصنيف الوصفى والرقمى للظواهر المختلفة فهى بذلك تقسم الصفات إلى أنواع لها أهميتها بالنسبة لهدف البحث، ثم تقسمها إلى درجات تقاس بها كل صفة من تلك الصفات أى أنها تبدأ وصفية وتنتهى رقمية[١].

والحقيقة أن تحويل الملاحظات والشواهد إلى صيغ رقمية أو كمية كمعاملات الارتباط، والتحليل العاملى، والأساليب الاحصائية الأخرى، ما هو إلا جزء أو جانب مفيد فى عملية نمو البحث فى كثير من العلوم بما فى ذلك علم الاجتماع[٢].

ومن الإسهامات الهامة التى ظهرت فى التراث السوسيولوجى وأكدت على فكرة القياس ومحاولة تكميم الظواهر الاجتماعية، تلك الدراسة التى قدمها «فريد ريك لوبلاى» حينما درس «ميزانية الأسرة»، زاعماً أن الأسرة هى العنصر الأساسى فى المجتمع وأن فهم الأسرة يتحقق من خلال النظر إلى نمط دخل الأسرة وأسلوب حياتها. وبغض النظر عن مدى صحة هذه القضية فإن الشئ الذى يهم فى هذا الصدد هو أنه أكد الفكرة القائلة بأن العالم الاجتماعى ينطوى على ظواهر قابلة للقياس. كذلك أسهمت دراسة «دوركايم» عن «الانتحار» فى دعم هذه الفكرة أيضاً، حيث استخدم دوركايم بيانات احصائية رسمية عن حالات الانتحار الفردية من بعض أقطار أوربا، وحاول أن يختبر الفرض القائل : أن الانتحار لايفسر بعوامل مثل المناخ، أو النواحى البيولوجية والنفسية، وإنما يفسر بالرجوع إلى الوقائع الاجتماعية ذاتها، وذلك بالكشف عن اختلاف معدلات الانتحار باختلاف الجماعات

---

(٢) تيماشيف، مرجع سابق، ص ٤٨٤

(١) محمد على محمد، مرجع سابق، ص ٧١.

(١) د عريب سيد أحمد، البحث الاجتماعى، جـ ١، مرجع سابق، ص ص ١٦٨ ، ١٦٩

الدينية، والنوعية والعمرية[1] .

٢ - أنواع القياس في علم الاجتماع:

أ - قياس القيم الاجتماعية :

نال موضوع القيم الكثير من الاهتمام فى العلوم الاجتماعية، وقد يرجع ذلك لوقوع موضوع القيم على خط مشترك بين أكثر من علم كعلم الاجتماع، والأنثربولوجيا وعلم النفس الاجتماعى. وإذا كان الاهتمام متنوعاً لتنوع رؤيا هذه العلوم للظاهرات، وتنوع الأطر التصورية والاتجاهات النظرية داخل كل علم من العلوم فيمكن أن يشير ذلك إلى حقيقة تتعلق بتعريف القيم، ألا وهى عدم وجود اتفاق بين دارسيها على تحديد المفهوم وعناصره. وهذه الحقيقة ذات شقين:

أحدهما : نظرى مرتبط بنوع الفكر القائم وراء تحديد المفهوم.

والثانى : منهجى يتعلق بالشروط المنهجية الفردية للمفهوم والتى تعد خطوة أساسية فى مقياس القيم الاجتماعية، ذلك لأن مسألة القياس هذه ليس من المنطقى أن تتم بشكل دقيق موثوق فيها، إلا إذا كان المفهوم نفسه دقيقاً من جانب، وإذا كان تصنيف القيم منطقياً من جانب آخر. وعلى ذلك ظهرت عدة محاولات لتعريف القيم وتحديدها وبالتالى محاولات لقياس القيم.

وقد استخدم العلماء الذين حاولوا قياس القيم العديد من الأدوات والأساليب يمكن تصنيفها وتقسيمها إلى مجموعتين:

١ - مجموعة أدوات جمع البيانات المألوفة والمتاحة فى البحوث الاجتماعية

---

(١) محمد على محمد، مرجع سابق، ص ٧١.

كالاستيبار والاستحبار وتحليل المضمون والاختبارات النفسية الاسقاطية كاختبار تفهم الموضوع T A T واختبار رورشاخ.. وما إلى ذلك.

٢ - عدد من المقاييس التى صممت خصيصاً لقياس القيم كاختبار «فرنون» و «البورت» الذى نشراه ١٩٣١ وانضم إليهما فيه «لينوزى ١٩٥١» وهو اختبار يعتمد على تصنيف «سبرانجر» ومقياس القيم الفارقة[١].

ب - القياس الطبقي :

يمكن إجراء عملية القياس الطبقى عن طريقين يتمثل الأول فى إيجاد مؤشرات معينة للوجود الطبقى مثل أسلوب الحياة أو التنشئة الاجتماعية أو مختلف التقييمات التى يعطيها أعضاء كل نموذج موضوع الدراسة. ويتمثل الطريق الثانى فى إيجاد مجسات للتدرج الطبقى كالبعد الاقتصادى أو المهنى أو التعليمى. ويعتبر الطريق الأول أساس الاتجاه الكيفى فى حين يعتبر الطريق الثانى عماد الاتجاه الكمى فى القياس الطبقى[٢].

أ - القياس الكمي :

تنحصر اتجاهات القياس الكمى للوضع الطبقى فى اتجاهين يعتمد أولهما على تعدد أبعاد القياس باعتبارها محكات متكاملة يشغل الفرد بمقتضاها وضعاً اجتماعياً معيناً داخل هرم الترتيب الطبقى. ويعتمد الثانى على محك وحيد للقياس الطبقى.

ب - القياس الكيفي :

ويستند القياس الكيفى على التقييم Evaluation ويمكن التمييز بين التقويم القائم على الإحساس Feeling الطبقى والتقويم المعتمد على الوعى الطبقى Consciousness باعتبارها قضيتين متناقضتين. وحينما يعتمد

(١) د. غريب سيد أحمد، ديناميات العلاقات الاجتماعية، ١٩٧٥، ص ص ١٧٢ : ١٧٤.
(١) د. أحمد عزت راجح، أصول علم النفس، جـ ١، دار المعارف، ١٩٧٧، ص ص ٤٢٨، ٤٢٩

القياس الطبقى على التقويم الكيفى، فهذا قائم على مدى الوعى الطبقى والمعرفة بأعضاء المجتمع المحلى حتى يتسنى أن يحقق التقويم الكيفى هدفه للقياس.

جـ - قياس الرأي العام :

لكى يمكن الإفادة من الرأى العام يلجأ رجال الإعلام والقادة بصفة خاصة إلى قياسه لتحديد مدى امكانية توجيهه نحو الأهداف العليا التى يسعى إليها المجتمع. وفى ذلك يحاولون معرفة اتجاهات الرأى العام لتوضيح أثر وسائر الاتصال والدعاية فى قضايا تهم المجتمع من ناحية، ولتوضيح الفجوات التى تفصل بين أعمال القادة وبين الحاجات الجماهيرية والهيئات الخاصة. وإلى دفع المواطنين إلى تكوين الآراء والميول. ومساعدة الحكام على القيام بعملهم بطريقة تؤثر فى الناس. بالإضافة إلى أن قياس الرأى العام يكشف عن دور بعض الجماعات الخاصة ذات الأثر الفعال على الرأى العام، كما أن دراسة وقياس الرأى العام تفيد أخيراً على التقدم العلمى فى مجال العلوم الإنسانية سواء من حيث النظرية أو المنهج على السواء.

ولقياس الرأى العام طرق كثيرة ومتعددة منها طريقة الاستفتاء أو الاستبيان بالإضافة إلى أن علماء الاجتماع يستخدمون طريقة المسح، وتقوم على تجميع منظم لأكبر عدد ممكن من المعلومات لمعرفة الرأى العام للمجتمع فى مشكلة ما سواء كان هذا الرأى ظاهراً أو فى حالة كمون أو اختفاء. وهناك طريقة ثالثة لقياس الرأى العام وهى طريقة تحليل المضمون التى ترجع أهميتها فى نظر رجل الإعلام إلى أنها تساعده دائماً على معرفة اتجاهات الرأى العام العالمى بالذات. وهو الرأى الذى تهتم به الحكومات وترى أنه من الضرورى لها أن تقف عليه. وبمقدار علمها بهذا الرأى العالمى يكون نجاحها فى رسم سياستها الخارجية[١].

د - قياس الشخصية :

لقياس الشخصية أهداف عملية وعلمية مختلفة. وتتلخص الأهداف العملية فى التوجيه المهنى والاختيار المهنى وتشخيص أسباب سوء التوافق لدى المشكلين والجانحين ومضطربى الشخصية وقياس مدى التحسن فى العلاج النفسى. أما الأهداف العلمية فتدور حول دراسات نظرية للإجابة على أسئلة كالآتية:

كيف تتغير شخصية الفرد بتقدمه فى العمر ؟ ما صلة الشخصية بالوضع الاجتماعى الاقتصادى للفرد ؟ ما أثر البيوت المعيبة المحطمة فى شخصيات من ينشئون فيها من الأطفال؟

أ - الاتجاه التحليلي في قياس الشخصية Analitic :

يرى علماء النفس التجريبيون الذين لايرضون بغير القياس الموضوعى للشخصية (وعلى رأسهم اتباع مدرسة المثير والاستجابة ومدرسة التحليل العاملى) أن الشخصية مجموعة من سمات، وأن السمات يمكن أن تقاس فرادى، وأن تحليل الشخصية إلى سمات لايمس وحدة الشخصية، لذا يستخدم هؤلاء العلماء الاختبارات والاستخبارات وموازين التقدير للحكم على الشخصية وقياسها.

ب - الاتجاه الكلي في قياس الشخصية Holistic :

أما أتباع مدرسة التحليل النفسى ومدرسة الجشطلت والأطباء النفسيون فيرون أن الشخصية تنظيم دينامىٌ لايقبل التجزئة لأنه ليس مجرد مجموعة من سمات، بل مجموعة بين أجزائها تفاعل وعلاقات، وعلى ذلك فالطريقة الحقة للحكم على الشخصية ودراستها هى دراسة الإنسان بكليته لا دراسة سمات مجردة منعزلة[1].

---

(٢) د. عبد الرحمن محمد عيسوى، علم النفس فى الحياة المعاصرة، دار المعارف، ١٩٧٩، ص

طريقة قياس الشخصية :

يمكن قياس الشخصية عن طريق المقابلات والملاحظة والاختبارات مثل الاختبارات الإسقاطية، والاختبارات الموقفية، والاستخبارات. وتشمل طرق قياس الشخصية الاختبارات الآتية:

١ - الاختبارات الموقفية.

٢ - الاختبارات الإسقاطية.

٣ - الاختبارات التأويلية والتجسيدية وتشمل :

أ - اختبار بقع الحبر لرورشاخ.

ب - اختبار تفهم الموضوع T A T.

جـ - اختبار الأصوات الخافتة.

د - اختبار تكميل الجمل.

هـ - اختبار الاتجاهات العائلية[٢]

٤ - القياس الاجتماعي :

القياس الاجتماعى ميدان من ميادين علم النفس الاجتماعى يؤكد الجوانب الكمية للظواهر الشخصية المتبادلة، مع اهتمام بصفة خاصة بقياس التفضيلات. وربما كان أول من استخدم كلمة قياس اجتماعى هو «كوست Coste» حين وضع دليلاً للقوة الاجتماعية (السكان × كثافة السكان) ودليلاً للألفة الاجتماعية (القوة الاجتماعية ÷ السكان) وهو اتجاه سوسيومترى فى

ص ٣١٧ ، ٣٣٩.

(١) د. محمد عاطف غيث، قاموس علم الاجتماع، مرجع سابق، ص ٤٦٥ ، ٤٦٦.

(١)

دراسة الديموجرافيا. وفى عام ١٩٣٤ كتاب «مورينو Moreno» عن القياس الاجتماعى يقول : «يتناول القياس الاجتماعى الدراسة الرياضية للخصائص السيكولوجية للناس تجريبياً، والنتائج التى نحصل عليها بالطرق الكمية»، وأكد كذلك أهمية التجاذب والتنافر التلقائى، واهتم أيضاً بديناميات الجماعات الصغيرة وبخاصة ابتكار الفرد وتلقائيته. ولقد أصبحت هناك اتجاهات سيكولوجية وأخرى سوسيولوجية فى دراسة القياس الاجتماعى. وفى عام ١٩٤٣ حاول «بين R. Bain» أن يؤلف بين المفاهيم السوسيومترية فذهب إلى أن القياس الاجتماعى سوف يظل مصطلحاً أساسياً فى وصف كل قياس للبيانات المجتمعية والشخصية المتبادلة. غير أن «بيجيرستن» بعد دراسة له عن تعريفات القياس الاجتماعى، وضع التعريف التالى:

«القياس الاجتماعى هو قياس كافة العلاقات المتبادلة بين الإنسان والحيوان، ولكن التأكيد الأساسى ينصب على قياس التفضيلات الإنسانية» وقد ذهب إلى أن القسم الأول من هذا التعريف يعد تعريفاً للقياس الاجتماعى، أما القسم الثانى فهو تعريف لسيسومترية التفضيل[1].

والقياس الاجتماعى يطلق على طريقة خاصة تتبع فى قياس العلاقات الاجتماعية، وقد لخص الدكتور السيد محمد خيرى تلك الطريقة كما عرضت لها «هيلين جنجز Helen Jennigs» ، وهى التى اشتركت مع «مورينو» فى اقتراح هذه الطريقة. ويمكن وصف طريقة القياس الاجتماعى بأنها وسيلة توضح فى بساطة وبمساعدة الرسم التكوين الكامل للعلاقات الكائنة فى وقت محدد بين أفراد جماعة خاصة. فالخطوط الأساسية للعلاقة أو النموذج الذى يوضح الجذب والنفور فى أوسع مدى تصبح واضحة من نظرة بسيطة لهذه الطريقة. وقد طبقت هذه الطريقة فى مواقف اجتماعية كثيرة، فى الجماعات

---

(١) د. محمد عاطف غيث، قاموس علم الاجتماع، مرجع سابق، ص ٤٦٥ ، ٤٦٦.

والفصول الدراسية والجيش والسجون والمؤسسات الصناعية وغير ذلك من المجتمعات والمؤسسات الأخرى. وإذا فهم الأساس الذى تبنى عليه هذه الطريقة يمكن تطبيقها فى وصف العلاقات الاجتماعية بين أفراد أى مجموعة يجرى عليها البحث الاجتماعى، وأمكن عن طريقها اكتشاف الكثير عن شخصيات الجماعة ومدى علاقة ونوع تأثير كل فرد على الآخر مما يفيد فى دراسة ظاهرة الزعامة والانقياد، والصداقة وعوامل وتفكك الجماعة وتماسكها[١].

ويبدو أن مصطلح القياس الاجتماعى Sociometry قد وضع على غرار مصطليح «القياس الحيوى Biometris»، و «القياس الاقتصادى Econometrics»، على الرغم من أن مضمون مصطلح القياس الاجتماعى يختلف عنهما تمام الاختلاف . ويهدف القياس كما يذهب رائده «مورينو» إلى تقديم معنى دقيق وديناميى لقوانين التطور الاجتماعى والعلاقات الاجتماعية. فهو يتناول البناء الداخلى للجماعات الاجتماعية، ويدرس أيضاً الأشكال المعقدة التى تنشأ من قوى الجذب Attraction والنفور Repulsion بين أعضاء الجماعات. بالإضافة إلى أنه يمكن القول بأن القياس الاجتماعى يدرس الجماعة الإنسانية ككل، بحيث ينظر إلى كل جزء منها فى ضوء علاقته بالكل، فى الوقت الذى ينظر فيه إلى الكل فى ضوء علاقته بكل جزء.

ويهتم القياس الاجتماعى بدراسة العلاقات التى تنشأ بين الأفراد، تاركاً دراسة الأفراد أنفسهم لعلم النفس[٢].

---

(١) د. السيد محمد خيرى، مرجع سابق، ص ٥٠١.

(٢) نيقولا تيماشيف، مرجع سابق، ص ٤٠٢.

وتتألف كلمة Sociometry من الناحية اللغوية من مقطعين الأول Metrum وتعنى باللاتينية القياس، وكلمة Socius وتعنى باليونانية مجتمع أو جماعة، ومن ثم تعنى السوسيومترية القياس الاجتماعى أو قياس العلاقات الاجتماعية أو هى قياس العلاقات داخل الجماعة. وقد حدد «مورينو» النسق السوسيومترى على أنه نسق للقوانين الاجتماعية (سوسيونومى) Socionomy وينقسم إلى ثلاثة فروع هى: علم ديناميات الجماعات والعلاقات بينها (السوسيوديناميكا) Sociodynamics وعلم القياس الاجتماعى (السوسيومترى) وأخيراً علم العلاج الاجتماعى (سوسياترى) Sociatry والسوسيومترية فى هذا النسق هى علم قياس العلاقات الاجتماعية حيث أنها تمثل نسقاً هندسياً للقياس الاجتماعى يعتمد أساساً على الاختبارات السوسيومترية، وهى لاتمثل علم اجتماع كمى، ولكنها محاولة لتقدير ما هو اجتماعى، ومن ثم يكون التأكيد على الناحية الاجتماعية، ثم على القياس ثانية. وتعتمد عناصر هذا النسق ككل بعضها على بعض، ولكننا حين نأخذ النواحى العملية فى الاعتبار، سنجد أن الأهمية النسبية لهذه الفروع سوف تختلف، إذ ستصبح عمليات العلاج الاجتماعى فى المقدمة، وسيأتى علم القوانين الاحتماعى فى آخر الترتيب[1].

ويتلخص الاختبار السوسيومترى فى أن يطلب من كل مبحوث أن يحدد اختياراته للزملاء فى مواقف مختلفة كاللعب أو العمل أو الدراسة. وقد يحدد فى الاختبار عدد مرات الاختيار أو الأعراض التى يمكن أن يقدمها المبحوثون. أو يترك بلا حدود، تبعاً لنطاق البحث ومجاله. ومن ناحية أخرى يتطلب الاختبار السوسيومترى بيان اختيار الأفراد بهدف إيجاد عدد من الارتباطات بموقف جماعة معينة أو نشاطها. ويطلق على أساس الاختيار

---

(١) د. محمد على محمد، مرجع سابق، ص ٦٧٤ - ٦٧٥.

بصفة عامة السؤال السوسيومترى أو المحك السوسيومترى. وقد يكون ذلك عاماً جداً وقد يكون محدداً جداً. وتختلف عدد الاختيارات الموزعة بين هذين الطرفين وقد تكون مركزة حول أشخاص معينين أو عدد منهم. وتقدم الاختبارات بياناتها فى شكل رسم بيانى يسمى «بالسوسيوجرام» وهو يعنى خريطة للجماعة تستخدم فيها رسوم مناسبة، تشير إلى الاختيارات الإيجابية والسلبية لأعضاء الجماعة، ويتيح السوسيوجرام تجميع الذرات الاجتماعية باعتبارها تمثل شكل المجموع الكلى للعلاقات التى تحيط بكل فرد والتى قد تكون كثيرة أو قليلة. والذرات الاجتماعية ليست سوى أجزاء أو نمط أو نطاق أكبر هو الشبكة الاجتماعية النفسية، والمقصود بكلمة «ذرة» تلك النواة التى يلتف حولها الأفراد حين يدخلون فى علاقات شخصية متبادلة. وللذرة شكلان أساسيان هما الذرة الاجتماعية والذرة الثقافية.

وتوجد عدة مفاهيم أخرى تستخدم فى القياس الاجتماعى نذكر منها النجم والمعزول والمهمل والمنبوذ والاختيار المتبادل والزمرة السوسيومترية.

إن أساس نظرية الاختبار السوسيومترى هو تطبيق نتائجه فى ترتيب الجماعات الفعلى أو إعادة ترتيبها وبخاصة فيما يتعلق بالجماعات الرسمية، وخلاصة الأمر أن السوسيومترية توضح مدى تماسك الجماعة وتكشف عما بها من تكتلات أو انشقاقات أو تجمعات وتكشف أيضاً عما يوجد من شخصيات لها وزنها داخل الجماعة وتساعد على تنصيب القادة فى الجماعات المختلفة فيما يضمن على الأقل تماسك الجماعة واستمرارها كجماعة[1].

---

(١) د. محمد على محمد، المرجع السابق، ص ٧٠٠.

٥ - قياس الاتجاهات :

اختلفت آراء العلماء حول تعريف أو تحديد معنى الاتجاه Attitude فنرى «توماس Thomas» ، و «زنانيكى Znanieki» يعرفان الاتجاه «بأنه الموقف النفسى للفرد حيال إحدى القيم والمعايير» ، ويعرفه «بوجاردوس Bogardus» بأنه الميل الذى ينحو بالسلوك قريباً من بعض عوامل البيئة أو بعيداً عنها، ويضفى عليها معايير موجبة أو سالبة تبعاً لاجتذابه لها أو نفوره منها، أى أنه بذلك يؤكد البيئة الخارجية. أما «البورت Allport» فيعرف الاتجاه بأنه «حالة استعداد عقلى عصبى نظمت عن طريق التجارب الشخصية، وتعمل على توجيه استجابة الفرد لكل الأشياء والمواقف التى تتعلق بهذا الاستعداد[١]».

وخلاصة هذه التعاريف : أن سلوك الفرد فى موقف ما ليس وليد الصدفة، وإنما هو محصلة المعانى التى كونها من خبراته السابقة والتى تميل بالسلوك نحو وجهة معينة. ويمكن القول بأن الاتجاه عاطفة إلا أنه أقل منها فى الحدة الانفعالية. ويعنى ذلك اختلاف الأفراد فى اتجاهاتهم تبعاً لاختلاف الخبرات والمواقف التى يتعرضون لها، والعلاقات التى يتفاعلون فى إطارها[٢].

فالاتجاه العقلى إذن هو حالة استعداد كامنة يظهر أثرها إذا ما ظهر المثير المتعلق بها وقد يكون الاتجاه شئ مادى خاص أو مجموعة أشياء، وقد يكون نحو شخص أو مجموعة أشخاص، وقد يكون نحو شئ معنوى[٣].

ويستخدم المشتغلون بالعلم الاجتماعى، مفهوم الاتجاه بطرق مختلفة تختلف باختلاف الأطر التصورية والنظريات السائدة فى كل علم من العلوم

---

(١) د. عبد الباسط محمد حسن، مرجع سابق، ص ٣٧٨ - ٣٧٩.

(٢) د. انتصار يونس، السلوك الإنسانى، دار المعارف، القاهرة، ١٩٦٧، ص ٤٣٦.

(٣) د. السيد محمد خيرى، مرجع سابق، ص ٥٠٩.

الاجتماعية وبالرغم من هذا التباين في الاستخدام والتغاير في التعريف، إلا أن ثمة قدراً مشتركاً من الاتفاق بين الباحثين بصدده، إذا ما قورن بتعريف القيمة الاجتماعية، وثمة ملاحظة لا تخلو من أهمية تتمثل في أن البعض يستخدمون مصطلحي القيمة والاتجاه، وكأنهما يشيران إلى شئ واحد أو ظاهرة واحدة، مع أنهما متباينان سوسيولوجيا وسيكولوجيا [1].

ورغم كثرة التعريفات التي قدمت بخصوص الاتجاه تلك التي تؤكد غموض هذا المفهوم أو المصطلح إلا أن التعريف الذي صاغه «البورت» يعد أكثر التعاريف شيوعاً وانتشاراً. وقد حاول الدكتور «محمد علي محمد» تقديم تعريف للاتجاه هو : «إن الاتجاه هو تنظيم مستمر نسبياً للمعتقدات التي تتصل بموقف أو موضوع بحيث تجعل المرء على استعداد طبيعي للاستجابة لهذا الموقف أو الموضوع بطريقة مفضلة».

وعلى ذلك **فأول خاصية** يتميز بها الاتجاه هي الاستمرار النسبي لأن بعض الاستجابات تتميز بأنها وقتية ومن ثم لا تدخل هذه الاستجابات في نطاق الاتجاهات.

والخاصية الثانية للاتجاهات هي أنها تمثل تنظيماً للمعتقدات Organization of Blief وكل معتقد يدخل في تكوين هذه الاتجاهات ينبغي أن يشتمل على ثلاثة عناصر أساسية هي:

الأول العنصر المعرفي Cognitive Component يمثل معرفة الشخص حول ما هو صحيح أو خطأ، حسن أو سيئ، مرغوب أو غير مرغوب.

والثاني عنصر عاطفي لأن المعتقد يثير عواطف تختلف درجة شدتها تتمركز حول موضوع المعتقد ذاته.

---

(١) د. غريب سيد أحمد، عبد الباسط عبد المعطي، مرجع سابق، ص ١٨٨.

والثالث عنصر سلوكى Behavioral ذلك أن كل معتقد ينطوى على توجيه للفعل أو السلوك نحو مضمون هذا المعتقد.

والخاصية الثالثة للاتجاهات هى خاصية التنظيم، ذلك أن الاتجاه ينطوى على مجموعة من العناصر المكونة له، وينبغى أن نحدد الأبعاد التى يتم وفقاً لها تحديد العلاقة بين هذه المكونات فى أطار البناء الكلى الذى يشتمل عليها.

إلا أن ارتباط مفهوم الاتجاه بمصطلح المعتقدات يعد فى ذاته جانباً من مشكلة الغموض التى تعترض هذا المفهوم بالإضافة إلى ارتباطه بمفاهيم أخرى متشابهة مثل القيمة والمعيار، والأيديولوجية، والحكم والرأى والمذهب...إلخ، وإذا كان قد ظهر فى التراث العديد من التعريفات لمفهوم الاتجاه ومحاولة ربطه بمصطلحات أخرى فمن الأفضل أن نتمسك فى هذا الصدد بالتعريف الإجرائى للاتجاهات وهو التعريف الذى ينقل المدلول أى مدلول المفهوم إلى حيز الوجود والواقع[1].

طرق قياس الاتجاهات:

هناك طرق مباشرة وأخرى غير مباشرة لقياس الاتجاهات، إن عملية وضع عدد من الوحدات فى صورة مقياس يقصد به ترتيبها بين حدين بحيث يكون بين كل وحدتين متتاليتين مسافة محددة، وهذه وسيلة لتحويل الحقائق النوعية إلى متغيرات عددية. وتختلف مقاييس الاتجاهات اختلافاً كبيراً فى الخطة العملية التى تتبعها، ولكنها تقوم جميعاً على أساس الحصول على استجابات لفظية لمواقف معينة، وتهدف إلى تحديد مركز الفرد فى مقياس متصل Continum ويتحدد هذا المقياس عادة بطرفين متباعدين هما منتهى الرفض ومنتهى القبول[1].

---

(١) د. محمد على محمد، مرجع سابق، ص ٧٠٩ - ٧١٧.

(١) د. السيد محمد خيرى، مرجع سابق، ص ٥١٠.

وتنقسم أساليب قياس الاتجاهات إلى قسمين:

الأول : المقاييس اللفظية : ويتكون المقياس اللفظى من عدد من العبارات (الوحدات) تختلف من حيث شدتها ومداها، ويطلب إلى المبحوث أن يحدد موقفه منها سواء بالموافقة أو الرفض ويشترط فى العبارات التى يتكون منها المقياس اللفظى أن تمثل مواقف فعلية تترجم معنى الاتجاه ترجمة أقرب إلى الواقع وتعكس ما يمكن أن يفعله الفرد فعلاً فى هذه المواقف حتى يكون الاتجاه اللفظى مطابقاً للاتجاه الحقيقى للفرد.

ثانيا : الأساليب الإسقاطية Progective Technique وتقوم الأساليب الإسقاطية على أساس ما يسمى بميكانيزم الإسقاط فى نظرية التحليل النفسى، أى على أساس الافتراض بأن تنظيم الفرد لموقف غامض غير محدد البناء يدل على إدراكه وعلى استجابته له. ولذا تتميز هذه الأساليب بأنها تواجه الفرد بمواقف غامضة تثير استجابات متعددة متباينة وقد تكون هذه المواقف عبارة عن صورة غير واضحة كما فى اختبار بقع الحبر، أو صور مبهمة كما فى اختبار فهم الموضوع، أو عبارات ناقصة كما فى اختبار التداعى الحر. ونظراً لسهولة استخدام الأساليب اللفظية فى قياس الاتجاهات العقلية عن الأساليب الإسقاطية، فقد شاع استخدامها فى مجال البحث الاجتماعى أكثر مما عداها من أساليب[١].

مقياس ثرستون Thurstone أو طريقة المقارنة الزوجية :

يعتبر ثرستون أول من استخدم هذه الطريقة فى قياس الاتجاهات وتتلخص هذه الطريقة فى المقارنة بين مثيرين لبيان أيهما أشد أو أقوى أو أفضل. وتتوقف صلاحية هذه الطريقة فى البحوث الاجتماعية على نوع المشكلة التى تبحث ، ولا تقتصر فائدتها على المقارنة بين مثيرين فقط بل

---

(١) د. عبد الباسط محمد حسن، مرجع سابق، ص ٧٨٠.

يمكن امتدادها لتشمل أى عدد من المثيرات على أن تقدم كل اثنين معاً للحكم والمقارنة بينهما، وهذا ما يضاعف عدد المقارنات المطلوبة، فإذا كان عدد المثيرات ٦ لزم لذلك ٢٥ مقارنة، وإذا كان عددها ١٠ لزمت ٤٥ مقارنة، فعدد المقارنات يعادل $\frac{ن(ن - ١)}{٢}$ [١].

وقد وضع «ثرستون» مقياسه هذا على أساس أن لكل اتجاه تدرجاً معيناً بين الإيجابية المتطرفة والسلبية المتطرفة، وأن رأى الفرد فى موضوع ما يشير إلى اتجاهه نحو هذا الموضوع، وإن كل رأى يشير إلى مركز اتجاه الفرد فى التدرج العام، وهذا المركز يمثل متوسط الآراء التى يؤمن بها، ويتكون المقياس من مجموعة عبارات حول موضوع معين يراد قياس الاتجاه نحوه. وتتميز هذه الطريقة على غيرها فى أنها تسمح للفرد بالمقارنة بين موضوعين فقط فى وقت واحد، إلا أن من عيوبها أنها تحتاج إلى عدد كبير من المقارنات الزوجية كلما زاد عدد الموضوعات المراد قياس الاتجاه نحوها. وعلى الرغم من أن هذه الطريقة أثبتت فائدتها وجداوها فى قياس الاتجاه إلا أنها تتطلب عناء ومجهوداً كبيراً، بالإضافة إلى أنه لايمكن استخدام هذا المقياس إلا بعد أخذ رأى عدد من المحكمين للتوصل إلى الوزن القيمى لكل عبارة. فضلاً عن أن الاعتماد على المحكمين قد لايخلو من التحيز الشخصى. وبما أن المحكمين يكونون عادة من الخبراء، فكثيراً ما يختلف بعد مرات القياس فى نظر المحكمين عنه فى نظر من يجرى عليهم القياس. كما أن الدرجة الأخيرة التى تمثل متوسط الأوزان القيمية لمختلف العبارات قد تكون متساوية لاثنين أو أكثر ممن يجرى عليهم القياس، مما لايوضح مدى الاختلاف فى المعنى وراء الدرجة النهائية[٢].

---

(١) د. السيد محمد خيرى، مرجع سابق، ص ٥١١

(٢) د. انتصار يونس، مرجع سابق، ص ٤٤٢.

مقياس البعد الاجتماعي «بوجاردوس Bogardus» :

يشير مصطلح البعد الاجتماعى Social Distance إلى متصل العلاقات الاجتماعية، ويحدد درجات ومراتب الفهم المتبادل، والصلات الحميمة، بحيث يتدرج هذا المتصل من العلاقة الودية الحميمة والصلة الوثيقة ليصل إلى اللامبالاة، وعدم الرغبة، والرفض، والعداء. وينبغى فى هذا المتصل تحديد الموضوع المراد قياس المسافة الاجتماعية نحوه، كأن يكون جماعة اجتماعية، أو قيمة ما، أو شخص ما، ويتعين كذلك قياس المسافة الاجتماعية القائمة بالفعل[1].

وقد قام «بوجاردوس» بإعداد هذا المقياس فى عام ١٩٢٥ وكان هدفه بيان الدرجة التى يكون عليها أفراد شعب من الشعوب مقبولين أو مرفوضين لمجموعة من الأمريكيين، فبدلاً من أن يجعل التفرقة على أساس مباشر من القبول أو الرفض بدرجاتهما المعتادة، وضع المشكلة فى قالب آخر مختلف عبر عنه بالبعد الاجتماعى. فالشخص الذى له اتجاه موافق جداً نحو شخص آخر لايود عادة أن يكون بينهما بعد اجتماعى، وكلما زادت علاقة الرفض وعدم القبول بينهما زاد البعد الاجتماعى بينهما ومن ميزة هذا المقياس أنه حول وصف هذه العلاقة إلى مواقف حقيقية تتضح فيها العلاقات الاجتماعية بنواحيها المختلفة، كما نجح فى وضع هذه العلاقة على صورة مقياس مدرج من سبع وحدات على النحو التالى[2]:

١ - أوافق على تكوين علاقة متينة بهم عن طريق الزواج.
٢ - أوافق عليهم كأصدقاء فى النادى الذى أنتمى إليه.
٣ - أوافق عليهم كجيران فى الشارع الذى أعيش فيه.
٤ - أوافق على أن يشغلوا عملاً مثل عملى.

---

(١) د. محمد على محمد، مرجع سابق، ص ٧٨.
(٢) د. السيد محمد خيرى، مرجع سابق، ص ٥١٥.

٥ - أوافق عليهم كمواطنين فى بلدى.

٦ - أوافق على أن يكون مجرد زوار لوطنى.

٧ - أستبعدهم من وطنى.

وتوزع استجابات المبحوثين على هذه العبارات ثم تحسب النسب المئوية المعبرة عن كل استجابة، ويقوم الباحث بالمقارنة بينها. والحقيقة أن مقياس بوجاردوس هذا لايستخدم مقياساً واحداً وإنما يستخدم عدة مقاييس فى آن واحد. وقد جاء هذا المقياس بنتائج تدل على درجة ثبات عالية عند تطبيقه على بيئات جغرافية مختلفة وعلى فترات زمنية متفاوتة.

مقياس «ليكرت» :

تختلف طريقة «ليكرت» عن طريقة «ثرستون» فى أنها لاتعتمد على المحكمين ولاتصنيف العبارات تبعاً لأوزان قيمية معينة، ويتكون مقياسه من مجموعة من العبارات يطلب من الفرد أن يجيب عليها بما يعبر عن رأيه، من حيث المعارضة أو الموافقة. ويوجد أمام كل عبارة درجات تتفاوت من حيث الموافقة بشدة إلى المعارضة بشدة (موافق جداً - موافق - سيان - غير موافق - غير موافق بشدة) ويطلب من الأفراد الذين يجرى عليهم القياس وضع علامة على الإجابة التى تعبر عن رأيهم بالنسبة لكل عبارة من عبارات القياس. ويتم اختيار عبارات المقياس على أساس وضع مجموعة من العبارات التى تتصل بالاتجاه المراد قياسه ثم تختبر على عينة ممثلة لمجموعة الأفراد المراد تطبيق القياس عليهم، وذلك لمعرفة مدى صلاحية العبارات فى قياسها للاتجاه. وتحلل النتائج المتحصل عليها بعد ذلك إحصائياً حتى يمكن استبعاد العبارات غير الصالحة لقياس الاتجاه، وذلك على أساس مدى ارتباط درجات الإجابة على العبارات بالدرجة الكلية للمقياس، ويشترط فى اختيار العبارات ألا تكون غامضة أو تتضمن معنيين، كما يفضل أن تصاغ بعض العبارات بالنفى وبعضها بالإثبات

وذلك لتجنب التخمين[1]. والفرق الهام بين طريقة «ليكرت» وطريقة «ثرستون» السابق الإشارة إليها هو أن «ليكرت» يلجأ إلى استجابة المختبرين بدلاً من الحكام، ولذا فإنه فى هذه الطريقة يطالب المختبرين بإبداء رأيهم فى كل جملة، وليس كما هو الحال فى طريقة ثرستون حيث تقتصر الاستجابات على بعض الجمل دون غيرها، كما أن الاستجابات فى طريقة «ليكرت» تشتمل على الرفض كذلك علاوة على استجابة غير محددة للبعض الآخر، حين يعجز المختبر عن إبداء رأى معين فى إحدى الجمل[٢].

كما أن طريقة «ليكرت» تتميز بسهولة استعمالها وارتفاع درجة الثبات والصدق للقياس.

طريقة « جتمان Guttman » :

تعرف هذه الطريقة باسم الطريقة أحادية البعد Unidimensional أو طريقة التدرج المتجمع حيث أنها تستهدف عمل مقياس يتزايد تجمعه كلما اقتربت العبارات من نهاية المقياس. فالشخص الذى يوافق على عبارة معينة لابد أن يكون قد وافق على جميع العبارات الأدنى منها. ومثال ذلك إذا سألنا شخصاً عن مدخراته فقال أنها تزيد على ١٠٠٠ جنيه فمعنى ذلك أننا نستدل أنه قد ادخر من قبل ٩٠٠ ، ٨٠٠ ، ٧٠٠ جنيها وهكذا. وهذه الطريقة هى محاولة الحصول على مقياس يقيس صفة أو اتجاه من بعد واحد ذلك لأن «جتمان» يعتبر الميدان خاضعاً للقياس المدرج التجمعى إذا أمكن ترتيب الاستجابات بطريقة معينة بحيث جعل من يجيب عن إحدى الوحدات بالقبول أعلى مرتبة من الذى يجيب عنها بالرفض. وبذلك يتسنى معرفة نمط إجابته لأية وحدة من معرفة درجته فى المقياس كله. ومن الملاحظ أن التدرج التجمعى شرط أساسى فى نظر «جتمان» وهذا من الشروط التى لم

---

(١) د. انتصار يونس، مرجع سابق، ص ٤٤٤ ، ٤٤٥.

(٢) د. السيد محمد خيرى، مرجع سابق، ص ٥٢٥.

يسبق ذكرها فى المقاييس السابق عرضها للاتجاهات. ومن مزايا هذه الطريقة أيضاً أن الباحث يستطيع من خلال الدرجة التى يحصل عليها الفرد أن يتعرف على العبارات التى وافق عليها، لأنه لن يشترك شخصان فى درجة واحدة على مقياس «جتمان» إلا إذا كانا قد اختارا نفس العبارات، كما أنه بعد إعداد المقياس يمكن ترتيب الأفراد بسهولة تبعاً لاستجاباتهم دون الحاجة إلى عمليات إحصائية[١].

ثالثاً : مشكلة العينات :

عندما يقوم الباحث بإجراء دراسة أو بحث ما ويصل إلى مرحلة جمع البيانات من المجتمع محل الدراسة فسيكون أمامه أحد طريقين لجمع بياناته: **الأول** : أن يجرى دراسة أو حصراً شاملاً لجميع مفردات بحثه. **والثاني** أن يأخذ عينة من هذا المجتمع ليجرى عليها دراسة ثم يحاول فى النهاية أن يعمم النتائج التى توصل إليها على باقى المجتمع. ويلاحظ أن أسلوب الحصر الشامل فى جمع البيانات يتطلب أخذ كل مفردات المجتمع دون تجاهل لأى مفردة من مفرداته ومن أمثلة ذلك التعدادات السكانية. ويستخدم أسلوب الحصر الشامل فى دراسة المجتمعات التى لانعرف شيئاً من خصائصها أو معالمها. ولكن يؤخذ على هذا الأسلوب أنه فى حالة المجتمعات الكبيرة قد يكون من الصعب الحصول على تفاصيل دقيقة مما قد يؤثر على ما نحصل عليه من نتائج من حيث الدقة، كما أن هذا الأسلوب يتطلب طاقة بشرية ضخمة ونفقات كثيرة ووقتاً وجهداً أكبر.

ونظراً لما يواجه أسلوب الحصر الشامل من صعوبات فالاتجاه أصبح حالياً يميل إلى الاستعانة بأسلوب العينات الذى بدأ استخدامه على نطاق واسع مع بداية القرن العشرين حيث ظهرت الحاجة إلى البيانات الإحصائية. والعينة هى جزء من المجتمع الهدف من دراستها هو التعرف على خصائص

---

(١) د. عبد الباسط محمد حسن، مرجع سابق، ص ٣٨٨.

المجتمع الذى تمثله هذه العينة وصحة هذا من عدمه تتوقف على مدى تمثيل العينة للمجتمع الأصلى المسحوبة منه[1]. ويمكن الحصول على العينات من أى مجتمع سواء أكان محدوداً أو غير محدود بالنسبة لعدد مفرداته سواء توفر له أى مقاييس إحصائية معلومة أم لا، ويتم سحب مفردات العينة من المجتمع بإحدى طرق سحب العينات، وبعد القيام بدراسة مفردات العينة نحصل على مقاييس تشكل صورة مجتمع العينة، والتى تقترب من المقاييس الخاصة بالمجتمع الأصلى[2].

وأول خطوة على طريقة استخدام أسلوب العينات هى معرفة الإطار Frame لأنه الوسيلة التى تمكننا من الوصول إلى كل مفردة من مفردات المجتمع، أو هو حصر شامل لجميع مفردات المجتمع المراد بحثه. وهذا الإطار قد يكون قائمة تشمل مفردات المجتمع أو خريطة أو مجموعة من البطاقات أو ... إلخ. ولضمان الفرص المتساوية فى الاختيار والدخول فى العينة لجميع مفردات المجتمع لابد أن يشمل الإطار جميع مفردات المجتمع، مع عدم تكرار بعض مفردات المجتمع، كما تكون بياناته عن المجتمع جديدة.

ويتفق معظم المهتمين بالدراسات الإحصائية على أن هناك عدداً من الاعتبارات تدعو إلى استخدام أسلوب العينات هى : الدقة : لأن البيانات التى يمكن الحصول عليها من جراء استخدام هذا الأسلوب قد تكون أقرب إلى الدقة من تلك التى نحصل عليها من أسلوب الحصر الشامل. لأن استخدام العينات على نحو محدود من الوحدات تمكن الباحث من الحصول على

---

(١) د. مختار الهانسى، مقدمة طرق الإحصاء، جـ ١، مؤسسة شباب الجامعة، الإسكندرية، ١٩٧٧، ص ٢.

(٢) د. إسماعيل سليمان العوامرى، الإحصاء التطبيقى، مكتبة التجارة والتعاون، القاهرة ١٩٧٦، ص ٣٥.

بيانات على درجة عالية من الدقة، كما أنه فى بعض الأحيان قد لانستطيع إجراء الحصر الشامل عندما يؤدى نقص المفردات إلى تلفها وكذلك فى حالة المجتمعات اللانهائية، هنا يصبح استخدام أسلوب ا لعينات أمراً ضرورياً. والخلاصة أن مسألة الدقة فيما تقدمه لنا العينة من بيانات وما قد يترتب على ذلك من نتائج أو تعميمات يمكن أن نطلقها على المجتمع المسحوبة منه العينة يتوقف على الطريقة أو الكيفية التى تم بها سحب مفردات العينة، ونوع العينة ومدى تمثيلها واحتوائها على كل خصائص مفردات المجتمع. كما أنه من حيث التكاليف والنفقات فإن استخدام أسلوب العينات فى الدراسة يوفر الكثير من التكاليف، كذلك فإن صغر حجم العينة بالنسبة لحجم المجتمع المراد بحثه يقلل من الزمن والوقت الكثير اللازم لإجراء البحث.

طرق اختيار العينات :

توجد عدة طرق لاختيار العينات من أهمها الطريقة العشوائية Ranndom Method وهى تعتمد أساساً على إعطاء الفرص المتكافئة أو المساواة بين احتمالات الاختيار لكل مفردة من مفردات مجتمع البحث وذلك إما بطريقة البطاقات، أو باستخدام جداول الأعداد العشوائية. أما الطريقة الثانية وهى الطريقة الطبقية Stratified Method فهى تعتمد أساساً على التقسيمات الطبقية للمجتمع الذى نختار منه العينة، أما الطريقة المقصودة Purposive Method فهى التى تعتمد على خبرة الباحث السابقة فى اختيار العينة، وأخيراً تأتى الطريقة العرضية Accidental Method[1].

وسواء كانت العينة عشوائية بسيطة أم عشوائية طبقية فإنه يمكن استخدام جداول الأرقام العشوائية Table of Random Numbers وهى جداول تتضمن مجموعة من الأرقام جمعت بطريقة عشوائية

---

(١) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٥٧.

لاترتبط أرقامها بعضها بالبعض الآخر، وهذه الطريقة تصلح لسحب عينة عشوائية من أى مجتمع سواء أكان صغيراً أو كبيراً وذلك يعطيها أهمية كبيرة.

أنواع العينات وتصنيفها :

إن تطور استخدام العينات فى البحوث يرجع أساساً إلى تطور دراسة الاحتمالات، ومن هذا المنطلق يمكن تقسيم العينات إلى نوعين أساسيين الأول: عبارة عن عينات تعتمد فى اختيارها على الاحتمالات وهى العينات الاحتمالية Samples Probability وهذه العينة تختار بطريقة تمكن من معرفة أو تحديد احتمال اندراج كل حالة من حالات المجتمع المسحوبة منه فى هذه العينة، ومن أمثلة تلك العينات الاحتمالية العينة العشوائية والعينة الطبقية. والنوع الثانى من العينات هى التى لاتعتمد فى اختيارها على الاحتمالات وهى العينات غير الاحتمالية Samples Nonprobability وتسمى أحياناً بالعينات التحكمية Judgment ، وهذه العينات تختار بطريقة لاتمكن من تحديد احتمال انطوائها على كل حالة من حالات المجتمع المسحوبة منه، ومن أمثلتها العينة الاتفاقية، وعينة الحصة[1] والعينات العمدية أو الغرضية تستخدم عادة فى الحالات التى يراد فيها الحصول على تقديرات تقريبية لتكوين فكرة سريعة عن مشكلة معينة[2]. ويمكن أن تقسم العينات على أساس الحجم إلى عينات صغيرة وهى التى لايتجاوز عدد أفرادها ٣٠ فرداً، وعينات كبيرة وهى التى يزيد عددها عن ٣٠ فرداً [3].

---

(١) د. عبد المجيد فراج، الأسلوب الاحصائى، دار النهضة العربية، القاهرة، ١٩٧٧، ص١٥.

(٢) د. عبد العزيز هيكل، د. فاروق عبد العظيم، الإحصاء، دار النهضة العربية، بيروت، ١٩٨٠، ص ١٠٢.

(٣) فؤاد البهى السيد، مرجع سباق، ص ٦٠.

العينة العشوائية البسيطة :

لكى تتسم العينة بصفة العشوائية لابد من توافر الفرصة المتكافئة أو نفس الاحتمال لكل مفردة من مفردات المجتمع لكى يقع عليها الاختيار فى العينة، وأن يتم الاختيار للمفردات عن طريق الصدفة البحتة، وكل مفردة من مفردات العينة يتم اختيارها على حدة، وأن اختيار كل مفردة لايؤثر على اختيار باقى مفردات العينة ويجب عدم الاهتمام بمفردة على حساب مفردة أخرى مما قد يؤثر على فرصة الاختيار العشوائى. والعينات العشوائية تصلح فى الدراسات التى تهدف إلى وصف خصائص المجتمعات التى تنتمى مفرداتها إلى نوعية واحدة أو تمثل مجموعة متجانسة.

العينة العشوائية المنتظمة Systematic Sample :

العينة المنتظمة تسحب من المجتمع الأصلى عن طريق اختيار منتظم من مفردات المجتمع، واختيار المفردة الأولى يتم بطريقة عشوائية. وأول خطوة عند اختيار هذه العينة هى تحديد حجم العينة المراد إجراء البحث عليها، ثم اختيار الرقم الأول بإحدى الطرق العشوائية.

العينة العشوائية متعددة المراحل Multe Stage Sample :

نصل إلى هذا النوع من العينات عن طريق اختيار مفردات العينة من المجتمع على مرحلتين أو أكثر، أو بمعنى آخر أننا نستخدم أكثر من وحدة واحدة للمعاينة فى العينة المطلوب بحثها، وتوجد اعتبارات وراء الأخذ بمثل هذا النوع من العينات منها : إذا كانت مفردات المجتمع الأصلى موزعة على مساحات جغرافية واسعة، وكذلك لضيق الوقت أو كثرة التكاليف والجهود اللازمة لاختيار عينة أخرى، أو فى الأحوال التى لايتوافر فيها إطار بكل مفردات المجتمع الأصلى وإنما تتوافر فيه إطارات لبعض مكوناته فقط. ويلاحظ أنه كلما زاد عدد المراحل لزم زيادة حجم العينة، غير أنه يجب عدم المغالاة فى عدد المراحل لأن ذلك يضعف صفة الترابط بين خصائص

المجتمع الأصلى وخصائص العينـة. والهدف مـن اختيـار العينـة على مراحل متعددة يهدف إلى التبسيط من جانب، ويحافظ على طبيعة المفردات غير المتجانسة داخل العينة التى نحصل عليها من آخر مرحلة من جانب آخر[1].

العينة الطبقية Stratified Random Sample :

هى نوع من العينات العشوائية يستخدم فى الحالات التى يكون معروفاً فيها أن بالمجتمع اختلافات منتظمة ولذلك لاتستعمل مثل هذه العينات إلا إذا كان الباحث ملماً بصفات المجتمع الذى سيأخذ منه العينة، والفرق بين العينة الطبقية والعينة العشوائية هو أن الباحث يضع شرطاً لاختيار مفردات العينة هو أن تكون كل طبقات المجتمع ممثلة فى العينة الطبقية بنفس نسبة وجودها فى المجتمع الأصلى، وعلى هذا الأساس يقسم الباحث المجتمع إلى Sub Groups أو طبقات Strata ثم يأخذ عينة عشوائية من كل طبقة من هذه الطبقات على حدة تتناسب مفردات العينة العشوائية المأخوذة من الطبقة الواحدة مع نسبة تمثيل هذه الطبقة فى المجتمع كله وتكون المفردات المأخوذة من الطبقات مجتمعة العينة الطبقية العشوائية[2].

٣ - تحديد حجم العينة :

يوجد فى ميدان العمل الإحصائى اتجاهان عند تحديد حجم العينة:

الاتجاه الأول : وفيه يعتمد الباحث عند تحديد حجم العينة على الخبرة السابقة فى هذا المجال، حيث أن معظم بيوت الخبرة ومراكز البحوث تستخدم حجم عينة فى حدود ١٠ ٪ إلى ١٢ ٪ من حجم المجتمع الأصلى والذى سيتم

---

(١) د. مختار الهانسى، مرجع سباق، ص ١٨.

(٢) د. السيد سعد قاسم، د. لطفى هندى، مبادئ الإحصاء التجريبى ، دار المعارف، القاهرة، ١٩٧٦، ص ١١٣.

سحب العينة منه. هذا الإتجاه فى تحديد حجم العينة سهل ويفيد الباحثين قليلى الخلفية السابقة فى مجال العمل الإحصائى والذين لايميلون إلى استخدام الأسلوب الرياضى فى ذلك غير أن هذا الاتجاه يؤخذ عليه سطحيته وعدم اعتبار العوامل الجوهرية والمحددة لحجم العينة والتى تلعب دوراً أساسياً فى ذلك وهذا ما يعتمد عليه الاتجاه الثانى.

الاتجاه الثاني : يعتمد أساساً على تحديد المتغيرات المحددة لحجم العينة واعتبارها مؤشرات أساسية ثم وضع هذه المحددات فى شكل صيغة رياضية تستخدم لهذا الغرض.

العوامل المحددة لحجم العينة [1] :

أ - حجم المجتمع الأصلى والذى ستسحب منه العينة ويعطى له الرمز (ن).

ب - نسبة الخطأ المسموح به عند تحديد حجم العينة ويعطى له الرمز(α).

جـ - معامل التشتت بين مفردات العينة أو مفردات المجتمع إن أمكن ويعطى له الرمز (م)، ويحسب على أساس :

$$\text{معامل التشتت (م)} = \left(\frac{\text{الانحراف المعيارى}}{\text{المتوسط الحسابى}} \right)$$

د - مربع معامل التشتت للمتوسط بين مفردات العينة أو مفردات المجتمع إن أمكن ويعطى له الرمز $(\text{م}\ \bar{\text{س}})^2$ ويحسب على أساس :

$$\text{مربع متوسط معامل التشتت } (\text{م}\ \bar{\text{س}})^2 = \left(\frac{\text{م}^2}{\text{ن}} \times (1 - \text{ف}) \right)$$

حيث (ن) هى حجم العينة المراد تحديده والرمز (ف) يمثل نسبة حجم العينة إلى حجم المجتمع الأصلى (ن) أى أن ف = $\left(\frac{\text{نه}}{\text{ن}} \right)$

---

(1) مختار الهانسى، مرجع سابق، ص ٣٧.

وعلى ذلك فإن : $(م \bar{س})^{٢} = \frac{م^{٢}}{ن} \times \frac{ن - نه}{ن}$

هـ - الاختلاف النسبى بين المتوسط الحسابى للعينة ومتوسط المجتمع ويعطى له الرمز (د) ويحسب على أساس :

الاختلاف النسبى (د) = متوسط معامل التشتت × القيمة المعيارية لاحتمال وقوع خطأ مسموح به بدرجة معينة.

أى أن : $(د) = م \bar{س} \times Z_{(\frac{١}{٢} \alpha)}$.

وبالأخذ فى الاعتبار العلاقات الرياضية المتبادلة بين هذه المحددات وحجم العينة يمكن وضع هذا التصور لحجم العينة حيث أن :

$$\text{حجم العينة} = \frac{\text{حجم المجتمع} \times \text{مربع القيمة المعيارية} \times \text{مربع معامل التشتت}}{\text{حجم المجتمع} \times \text{مربع الاختلاف النسبى} + \text{مربع القيمة المعيارية} \times \text{معامل التشتت}}$$

الأخطاء المحتملة لكل من أسلوبي الحصر الشامل والعينات :

إذا ما حاولنا الموازنة بين مزايا وعيوب أسلوب الحصر الشامل وأسلوب العينات فإننا نجد أن كل منهما قد يتعرض لعدة أخطاء، ويمكن تقسيمها إلى: أخطاء ترجع إلى الباحثين، وأخطاء ترجع إلى مفردات البحث، وأخطاء ترجع إلى الأسلوب الاحصائى المتبع.

أولاً : خطأ التحيز :

وهو من الأخطاء المشتركة التى قد يقع فيها كل من الباحث والمبحوث، وبالنسبة للباحث ينشأ هذا الخطأ نتيجة تحيز الباحث لوجهة نظره الخاصة فيما يتعلق بالكثير من القرارات التى يتخذها وفى تقييمه للعديد من المواقف التى يكون لها أثر على النتائج وكذلك فى تفسير الاتجاهات ووضع الافتراضات واستمرار هذا التأثير عند جمعه للبيانات عن الظاهرة محل الدراسة. وهذا التحيز غير المقصود له خطورته على نتائج البحث والسبب فى ذلك أنه خطأ غير مدرك أو محسوس من قبل الباحث وبالتالى سيصعب

عليه وضعه فى الاعتبار عند وضعه للفروض أو صياغتها. أما المبحوث فإنه أيضاً قد يقع فى خطأ التحيز كأن يتعمد الإدلاء ببيانات غير صحيحة أو سليمة تؤكد وجهة نظر معينة يريد هو تحقيقها، ويعتقد أنه يمكن تأكيد وجهة نظره هذه من خلال البحث. ومن الأسباب التى تؤدى إلى ظهور خطأ التحيز الإطار الذى عن طريقه يصل الباحث إلى مفردات بحثه فإذا كان قديماً لايمثل الوضع الحالى لمجتمع البحث والذى ستسحب منه العينة أدى ذلك إلى ظهور خطأ التحيز، كذلك عدم تمكن الباحث من الوصول إلى كل المفردات المراد بحثها وبالتالى سيضطر إلى الاستعانة بمفردات أخرى وقد يؤدى هذا إلى التحيز.

وخطأ التحيز هذا قد ينشأ عند استخدام العينات أو عند إجراء الحصر الشامل على حد سواء.

ثانياً : خطأ الصدفة :

وهو الخطأ الذى ينشأ نتيجة لاستخدام العينات أى أن نتائج العينة تختلف عن نتائج المجتمع الذى سحبت منه العينة، وهذا الخطأ يقل كلما كبر حجم العينة. وهذا الخطأ وإن كان لا يمكن تجنبه إلا أنه يمكن التحكم فيه ووضع حدود له وتقديره مادامت العينة قد اختيرت بالطرق العشوائية السليمة، ويتوقف هذا الخطأ على عدة عوامل منها : **حجم العينة** : بمعنى أنه كلما زاد حجم العينة قل خطأ الصدفة، وهى مسألة طبيعية لأن الزيادة فى حجم العينة تقلل فرصة حدوث الأخطاء العشوائية. **تباين المجتمع** : بمعنى أنه كلما زاد تباين مفردات المجتمع زاد احتمال الأخطاء العشوائية. وكذلك **طريقة اختيار العينة** : حيث يتوقف خطأ العينات على طريقة اختيار العينات حيث يوجد عدد من الطرق عن طريقها يمكن تقليل حجم الخطأ.

رابعاً : مشكلة الثبات والصدق:

١ - قياس ثبات المعلومات :

معنى ثبات الاختبار أن يكون الاختبار مماثلاً لنفسه، بمعنى أن يعطى نفس النتائج حين يطبق أكثر من مرة على فرد لم تطرأ عليه تغيرات فى الفترة الفاصلة من شأنها أن تغير من الظاهرة التى يقيسها الاختبار(١).

ويدل الثبات للمقياس على المطابقة الكاملة بين نتائجه فى المرات المتعددة التى يطبق فيها على نفس الأفراد. فإن دل التطبيق الثانى للمقياس على نفس النتائج التى دل عليها التطبيق الأول بالنسبة لمجموعة معينة من الأفراد أصبح المقياس ثابتاً(٢).

ومن الوسائل الاحصائية الهامة التى يستعان بها لقياس الثبات الآتى:

أ - طريقة إعادة الاختبار:

وتقوم فكرة هذه الطريقة على إجراء المقياس على مجموعة من الأفراد ثم إعادة إجراء نفس الاختبار على نفس مجموعة الأفراد بعد مضى فترة وترصد درجات الأفراد فى الاختبارين، ثم يتم حساب معامل الارتباط بين درجات المرة الأولى ودرجات المرة الثانية للحصول على معامل ثبات الاختبار. ومعامل الارتباط يمكن أن يتراوح بين +١ (المعبر عن تمام التطابق بين النتيجتين) وصفر (المعبر عن انعدام العلاقة) و -١ (المعبر عن الانعكاس التام للعلاقة بين النتيجتين). ولكى يكون الاختبار محل ثقة ينبغى أن لايقل معامل ثباته عن +٠,٨ (٣).

---

(١) د. صلاح مخيمر، عبده ميخائيل رزق، سيكولوجية الشخصية، دراسة الشخصية ومنهجها، مكتبة الأنجلو، ١٩٦٨م، ص ٢٤٨.

(١) د. عبد الباسط محمد حسن، أصول البحث الاجتماعى، مكتبة وهبة، الطبعة الثالثة، القاهرة، ١٩٧٧م، ص ص ٣٦٦، ٣٦٨.

(٣) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٥١٨.

ب - طريقة التجزئة النصفية :

تهدف هذه الطريقة إلى علاج المشكلات التى تنجم من وراء إعادة تطبيق المقياس (الاختبار) وذلك بحساب معامل الثبات مباشرة من نتائج التطبيق الأول للاختبار وذلك بقسمتها إلى جزئين متناظرين ثم حساب معامل الارتباط بين هذين الجزئين، والتنبؤ بمعامل ارتباط المقياس الكلى مع نفسه، الذى يدل على معامل ثباته. ولحساب معامل الثبات باستخدام طريقة (التجزئة النصفية) توجد معادلة تشير إلى الفكرة الأساسية لمعادلة التنبؤ فى الصورة التالية:

$$\text{ر أ} = \frac{\text{ن ر}}{\text{١} + (\text{ن} - \text{١})\,\text{ر}}$$

حيث يدل الرمز ر أ على معامل ثبات الاختبار، ويدل الرمز ن على عدد الأجزاء، ويدل الرمز ر على معامل ارتباط هذه الأجزاء أو بمعنى آخر معامل ارتباط أى جزئين[١] .

جـ - طريقة تحليل التباين :

إن تحليل التباين يحتاج لجهد إحصائى شديد لحساب الثبات من المقاييس الإحصائية للأسئلة، وعلى هذا الأساس لم تحظ هذه الطريقة بالاهتمام الكافى من جانب علماء الاجتماع. ويمكن أن نلخص فكرة هذه المعادلة فى الصورة التالية:

$$\text{ر أ}^{\text{١}} = \frac{\text{ن ع}^{\text{٢}} - \text{م}\,(\text{ن} - \text{م})}{(\text{ن} - \text{١})\,\text{ع}^{\text{٢}}}$$

حيث يدل الرمز ر أ١ على معامل ثبات الاختبار

ن على عدد أسئلة الاختبار

---

(١) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٣٦٦ .

$ع^2$ على تباين درجات الاختبار

م على متوسط درجات الاختبار.

ويعتمد البرهان الرياضى لهذه المعادلة على الفروض الآتية:

أولاً : أن تتقارب صعوبة أسئلة الاختبار.

وثانياً : أن يجيب كل فرد على جميع أسئلة الاختبار.

وثالثاً : أن يقيس الاختبار قدرة واحدة أو صفة واحدة.

ورابعاً : أن تتساوى معاملات ارتباط الأسئلة، أى أن يصبح معامل ارتباط السؤال الأول بالسؤال الثانى مساوياً لمعامل ارتباط السؤال الأول بالسؤال الثالث وهكذا بالنسبة لبقية ارتباطات الأسئلة.

وعلى هذا يضيق النطاق التطبيقى لهذه المعادلة إلى الحد الذى يجعلها غير صالحة فى الكثير من الأحوال(١).

د - طريقة الاختبارات المتكافئة (٢) :

وتعتمد هذه الطريقة على صورتين متماثلتين متكافئتين تماماً للاختبار ثم يحسب معامل ارتباط الصورة الأولى بالصورة الثانية بعد تطبيق الاختبارين على نفس الأفراد ويدل هذا الارتباط على معامل ثبات كل صورة من هاتين الصورتين المتكافئتين أى معامل ثبات الاختبار.

وتوجد عدة عوامل تؤثر على ثبات نتائج الاختبارات تتلخص فى عدد الأسئلة، وزمن الاختبار، والتباين والتخمين، وصياغة الأسئلة، وحالة الفرد وهذه هى أهم العوامل التى تؤثر على الثبات.

---

(١) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سباق، ص ٥٣٦.

(2) Goode and Hatte, Op. cit., p. 236.

٢ - قياس صدق الأداة أو القياس :

من الضرورى عند إعداد المقياس التأكد من صحته وصدقه. ويدل الصدق على مدى تحقيق المقياس لهدفه الذى وضع من أجله، أى قياس ما يجب قياسه. والاختبار الصادق يقيس ما وضع لقياسه، وتختلف الاختبارات فى مستويات صدقها تبعاً لاقترابها أو ابتعادها من تقدير تلك الصفة التى تهدف إلى قياسها. ويمكن حساب مستوى صدق الاختبار بمقارنة نتائجه بنتائج مقياس آخر دقيق لتلك الصفة. ويسمى هذا المقياس بالميزان Criteron إذ به نزن صدق الاختبار أو المقياس الذى نريد استخدامه. ولما كان الصدق يقوم فى جوهره على مدى ارتباط المقياس الجديد بالميزان فيجب أن يكون ثبات الميزان كبيراً حتى يصبح صالحاً للقياس[1].

وعلى هذا فالصدق يمكن النظر إليه على أنه نسبى بمعنى أن الاختبار الذى يصدق فى قياسه لصفة ما أو قدرة معينة لايمكن التأكيد على امكانية صدقه فى قياس صفة أخرى وهكذا. وعلى هذا فإن الصدق يعتمد فى أساسه على إجراء عملية مقارنة أداء الأفراد فى الاختبار بأدائهم فى الميزان، بصرف النظر عن نوع الميزان.

وهناك عدة أنواع للصدق لعل أهمها :

أ - الصدق الوصفى Descriptive Validity ويشتمل على الأنواع التالية : الصدق الفرضى Validity by Assumption ، الصدق السطحى Face Validity ، والصدق المنطقى Logical Validity .

ب - أما الصدق الاحصائى Statistical Validity ويشتمل على الأنواع الآتية: الصدق الذاتى Intrinsic Validity والصدق التجريبى Empirical Validity والصدق العاملى Factorial Validity[2].

---

(١) د. عبد الباسط محمد حسن، مرجع سابق، ص ٣٦٦.

(٢) د. فواد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٥٥٠ ، ٥٥١.

ويمكن أن تلخص أنواع الصدق عموماً فيما يلى[1] :

١ - الصدق الظاهري :

ويعنى البحث عما يبدو أن المقياس يقيسه. وهو يتضح من الفحص المبدئى لمحتويات القياس، أى بالنظر إلى الفقرات ومعرفة ماذا يبدو أن نقيسه. ويمكن أن يسترشد الباحث فى هذا الصدد بذوى الخبرة فى الميدان من المحكمين. ومن الملاحظ أن هذا النوع ليس إلا صدقاً ظاهرياً لايلمس إلا سطح المقياس. ومن ثم يعد أقل أنواع الصدق دقة.

٢ - صدق المضمون Contant Validity :

ويسمى فى بعض الأحيان الصدق المنطقى أو الصدق بالتعريف Validity of Defination وهو يتم بإجراء تحليل منطقى لمواد القياس وفقراته وبنوده لتحديد مدى تمثيلها لموضوع القياس والمواقف التى يقيسها.

٣ - الصدق التنبؤي Predictive Validity :

ويقوم على أساس حساب القيمة التنبوية للمقياس، أى معرفة مدى صحة التنبؤات التى يبنيها المقياس بالاعتماد على درجاته ونتائجه.

٤ - الصدق التلازمي Concurrent Validity :

ويتم بمقارنة درجات الأفراد على المقياس ودرجاتهم على مقياس موضوعى آخر.

---

(١) د. غريب سيد أحمد، وعبد الباسط عبد المعطى، ص ١٦٦ ، ١٦٧.

٥ - الصدق التجريبي أو صدق الوقائع الخارجية :

وهو يجمع فى خصائصه بين الصدق التنبؤى والتلازمى ويتم حسابه بقياس مدى اتفاق نتائج المقياس مع الوقائع الخارجية المتعلقة بالسلوك الفعلى فى جانب يقيسه المقياس.

٦ - صدق المفهوم :

وهو يتمثل فى الارتباط بين الجوانب التى يقيسها المقياس وبين مفهوم هذه الجوانب. أى أننا عند تحديد صدق المفهوم أو التكوين نقوم بطريقة أو بأخرى بتحديد ما نقصده بمصطلح يصف جانباً يقيسه المقياس. ثم نفحص درجات الأفراد على المقياس ونبين كيف نفسر هذه الدرجات.

٧ - الصدق التطابقي :

ويمكن الحصول على معامله بحساب مدى إتفاق درجات مجموعة من الأفراد فى المقياس مع درجاتهم على مقياس آخر ثبت أنه صادق فى قياس نفس الشئ الذى يقيسه الجديد.

٨ - الصدق العاملي :

ويتم بحساب درجة تشبع المقياس بالجانب المطلوب قياسه.

وتتلخص أهم الطرق الاحصائية المعروفة لقياس الصدق فيما يلى [1]:

أ - **طريقة معاملات الارتباط** : وهى من أدق الطرق المعروفة لحساب الصدق وأطولها أيضاً. ويعتمد الصدق التجريبى والصدق العاملى اعتماداً كلياً على هذه الطريقة. وهى تؤدى إلى معرفة معامل الصدق بطريقة صحيحة.

---

(١) د. فؤاد البهى السيد، مرجع سابق، ص ٥٥٧.

ب- **طريقة المقارنة الطرفية** : وتقوم في جوهرها على مقارنة متوسط درجات الأقوياء في الميزان بمتوسط درجات الضعفاء في نفس ذلك الميدان بالنسبة لتوزيع درجات الاختبار. ولذا سميت بالمقارنة الطرفية لاعتمادها على الطرف الممتاز والطرف الضعيف للميزان.

جـ- **طريقة الجدول المرتقب** : وتعتمد على مقارنة التوزيع التكرارى لدرجات الأفراد فى الميزان بالتوزيع التكرارى لدرجات الأفراد فى الاختبار. فهى بذلك تقوم على فكرة التكرار المزدوج.

الفصل الثانى

تفريغ وتبويب وعرض البيانات

أولا : التوزيع التكراري البسيط.

ثانيا : تفريغ البيانات الأولية.

١ - الجداول المقفلة والمفتوحة.

٢ - التوزيع التكراري المزدوج.

ثالثا : عرض البيانات:

١ - الأعمدة الرأسية المنفردة.

٢ - الأعمدة الرأسية المزدوجة.

٣ - الأعمدة الرأسية المقسمة.

٤ - الدائرة.

٥ - المدرج التكراري.

٦ - المضلع التكراري.

٧ - المنحني التكراري.

تفريغ وتبويب وعرض البيانات

التوزيع التكراري البسيط:

تمثل مجموعة الأرقام المدرجة (فى جدول ١) كمية الغاز المستهلكة بالمتر المكعب فى مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة مقيمة فى حى من أحياء الإسكندرية حسب تسلسل أرقام هذه الأسر أثناء قراءة عدادات الغاز بمعرفة جامع البيانات. فهى إذن أعداد أولية مجمعة رأساً من الميدان ولم يجر عليها أى تنظيم أو ترتيب.

جدول رقم (١) كمية الغاز المستهلك بالمتر المكعب

في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة

دقم الأسرة	الكمية بالمتر المكعب	دقم الأسرة	الكمية بالمتر المكعب	دقم الأسرة	الكمية بالمتر المكعب
١	٨٦	١٣	٥٨	٢٥	٧٤
٢	٩٠	١٤	٨٣	٢٦	١٢١
٣	٨٢	١٥	٥٨	٢٧	٧٥
٤	٩٤	١٦	٥٧	٢٨	١٢٥
٥	٣٨	١٧	١٩	٢٩	٥٠
٦	٧٥	١٨	١٠	٣٠	١٢٦
٧	١٤٨	١٩	٩٤	٣١	١١١
٨	١١٧	٢٠	٦١	٣٢	٨٩
٩	٢٨	٢١	٩٦	٣٣	٩٥
١٠	١١٤	٢٢	١١٨	٣٤	٣٦
١١	١٥٨	٢٣	١٤٤	٣٥	٧٨
١٢	١٠٥	٢٤	٩٠	٣٦	١٥٧

(تابع) جدول رقم (١)

دقم الأسرة	الكمية بالمتر المكعب	دقم الأسرة	الكمية بالمتر المكعب	دقم الأسرة	الكمية بالمتر المكعب
٣٧	٦٦	٥٠	٨٠	٦٣	٥٦
٣٨	٥٢	٥١	١٢٨	٦٤	٨٧
٣٩	٦٤	٥٢	٩١	٦٥	٨٤
٤٠	٨١	٥٣	٩٨	٦٦	٥٤
٤١	٦٢	٥٤	٥٩	٦٧	٨٣
٤٢	٧٢	٥٥	٤٠	٦٨	١٣٥
٤٣	٦٠	٥٦	٧١	٦٩	٧٧
٤٤	٨	٥٧	٣٧	٧٠	١١٥
٤٥	٧٣	٥٨	٧٠	٧١	٧٩
٤٦	٧٦	٥٩	٦٨	٧٢	٥٣
٤٧	٩	٦٠	٦١	٧٣	٥١
٤٨	٨٨	٦١	٩٣	٧٤	٤١
٤٩	٨٤	٦٢	٧٥	٧٥	٦٧

إذا تأملنا الأعداد المدرجة فى (جدول ١) على حالتها، نجد أنه من الصعب استنتاج أى معلومات مفيدة عنها رغم قلة عددها. لذلك فإن أول خطوة يمكن أن نفكر فيها هى إعادة كتابة هذه الأعداد حسب ترتيبها التنازلى أو التصاعدى (والأخير أفضل) كما هو مبين فى (جدول ٢).

جدول (٢) كمية الغاز المستهلك بالمتر المكعب

في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، حسب ترتيبها التصاعدي

٨	٥٦	٧٢	٨٤	١٠٥
٩	٥٧	٧٣	٨٤	١١
١٠	٥٨	٧٤	٨٦	١١٤
١٩	٥٨	٧٥	٨٧	١١٥
٢٨	٥٩	٧٥	٨٨	١١٧
٣٦	٦٠	٧٥	٨٩	١١٨
٣٧	٦١	٧٦	٩٠	١٢١
٣٨	٦١	٧٧	٩٠	١٢٥
٤٠	٦٢	٧٨	٩١	١٢٦
٤١	٦٤	٧٩	٩٣	١٢٨
٥٠	٦٦	٨٠	٩٤	١٣٥
٥١	٦٧	٨١	٩٤	١٤٤
٥٢	٦٨	٨٢	٩٥	١٤٨
٥٣	٧٠	٨٣	٩٦	١٥٧
٥٤	٧١	٨٣	٩٨	١٥٨

من الجدول رقم (٢) يمكن استنتاج الآتى:

(١) الحد الأدنى لاستهلاك الغاز = ٨ متر مكعب

الحد الأعلى لاستهلاك الغاز = ١٥٨ متر مكعب

مدى أو طول المجموعة = الحد الأعلى - الحد الأدنى + ١

= ١٥٨ - ٨ + ١ = ١٥١ متر مكعب

(٢) يميل استهلاك الغاز إلى التجمع حول القيمة ٧٥.

(٣) معظم الأعداد تقع ما بين ٣٦، ١٣٥ ، والقليل منها يقع تحت ٣٦ أو فوق ١٣٥.

ورغم هذه المعلومات القيمة التى عرفناها من الأعداد المدرجة (فى جدول ٢)، فلا تزال المجموعة مربكة لأن أعدادها لم تنقص عن ٧٥.

ويمكن اختصار أعداد هذه المجموعة بتقسيم مداها إلى عدد مناسب من الفئات ذات الأطوال المتساوية. ويتوقف عدد فئات أى مجموعة عددية، على عدد المفردات التى تحتويها.

لنفرض أن عدد الفئات الذى اخترناه = ٨

$$\text{إذن طول الفئة (ل)} = \frac{\text{مدى المجموعة}}{\text{عدد الفئات}} = \frac{١٥١}{٨} = ١٨,٩$$

لنفرض أن طول الفئة الذى اخترناه = ٢٠

لنفرض أن الفئة الأولى ستبدأ بالعدد (٥)، وهو أقل من أصغر عدد (٨) فى المجموعة.

إذن العدد الذى ستنتهى به الفئة الأخيرة = ٥ + (٨ × ٢٠) = ١٦٥ وهو أزيد من أكبر عدد (١٥٨) فى المجموعة.

نستطيع الآن تحديد بداية ونهاية كل فئة من الفئات الثمانية؛ ولكن ماهى الطريقة الصحيحة لكتابة هذه الفئات ؟

الطرق المختلفة لكتابة الفئات:

(١) الطريقة الأولى لكتابة الفئات (الفئات متباعدة).

٥ – ٢٤

٢٥ – ٤٤

٤٥ – ٦٤

٦٥ – ٨٤

٨٥ – ١٠٤

١٠٥ – ١٢٤

١٢٥ – ١٤٤

١٤٥ – ١٦٤

يعاب على هذه الطريقة لخلقها فجوات بين الفئات المختلفة وبعضها، فيقال عنها أنها غير منتظمة.

فمثلاً أين توضع القيمة ٢٤.٥ ؟ هل فى الفئة الأولى أم الثانية؟

(٢) الطريقة الثانية لكتابة الفئات (الفئات متداخلة).

٥ – ٢٥

٢٥ – ٤٥

٤٥ – ٦٥

٦٥ – ٨٥

٨٥ – ١٠٥

١٠٥ – ١٢٥

١٢٥ – ١٤٥

١٤٥ – ١٦٥

يعاب على هذه الطريقة تداخل الفئات المختلفة ببعضها. فمثلاً أين توضع القيمة ٢٥ ؟ هل فى الفئة الأولى أم الثانية؟

(٣) الطريقة الثالثة لكتابة الفئات (الفئات متلاصقة):

٥ – الفئة الأولى وتقرأ : من ٥ إلى أقل من ٢٥ متر مكعب.

٢٥ – الفئة الثانية وتقرأ : من ٢٥ إلى أقل من ٤٥ متر مكعب.

٤٥ – الفئة الثالثة وتقرأ : من ٤٥ إلى أقل من ٦٥ متر مكعب.

٦٥ – الفئة الرابعة وتقرأ : من ٦٥ إلى أقل من ٨٥ متر مكعب.

٨٥ – الفئة الخامسة وتقرأ : من ٨٥ إلى أقل من ١٠٥ متر مكعب.

١٠٥ – الفئة السادسة وتقرأ : من ١٠٥ إلى أقل من ١٢٥ متر مكعب.

١٢٥ – الفئة السابعة وتقرأ : من ١٢٥ إلى أقل من ١٤٥ متر مكعب.

١٤٥ – الفئة السابعة وتقرأ : من ١٤٥ إلى أقل من ١٦٥ متر مكعب.

هذه أسلم طريقة لكتابة الفئات، إذ حققت تلاصقها بدلاً من تباعدها أو تداخلها.

تفريغ البيانات الأولية:

الخطوة التالية هى تفريغ البيانات الأولية المدرجة فى (جدول ١ أو ٢) وذلك بعمل جدول من ثلاث أعمدة : العامود الأول ليضم الفئات المختلفة حسب ترتيبها التصاعدى، والثانى ليحتوى على علامات التفريغ، والثالث ليشتمل على التكرارات (انظر جدول ٤).

ولرسم علامات التفريغ فى العامود الثانى (من جدول ٤)، نرجع إلى الأعداد الأولية المدرجة (فى جدول ١ أو ٢) ونأخذها مفردة مفردة، ونرسم خطاً رأسياً أمام الفئة التى تقع فيها كل مفردة. ونستمر فى هذه العملية إلى أن يتم أخذ جميع مفردات المجموعة، مع ملاحظة تكوين حزم من أربع خطوط رأسية يجمعها خط أفقى لتسهيل عملية عد الخطوط التى تمثل فى الواقع التكرارات المناظرة للفئات المختلفة، حتى يتسنى ترجمتها إلى أعداد وإدخالها فى العامود الثالث (من جدول ٤).

ويسمى التوزيع الناتج من عملية تفريغ البيانات الأولية **بالتوزيع التكراري** ويسمى الجدول الذى يضم هذا التوزيع **بالجدول التكراري**.

جدول (٤) التوزيع التكراري المنتظم البسيط لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة

فئات استهلاك الكهرباء بالكيلو ساعة (ف)	علامـــات التفريـــغ	تكرارات الأسر (ك)
٥ -	١١١١	٤
٢٥ -	~~١١١١~~ ١	٦
٤٥ -	~~١١١١~~ ~~١١١١~~ ~~١١١١~~	١٥
٦٥ -	~~١١١١~~ ~~١١١١~~ ~~١١١١~~ ~~١١١١~~ ١١	٢٢
٨٥ -	~~١١١١~~ ~~١١١١~~ ١١١	١٣
١٠٥ -	~~١١١١~~ ١١	٧
١٢٥ -	~~١١١١~~	٥
١٤٥ - ١٦٥	١١١	٣
	المجموع أو التكرار الكلى	٧٥

ويلاحظ فى مثالنا أن تبويب البيانات الأولية قد تم يدوياً وتلقائياً بانتهاء عملية التفريغ. ولكن ليس من الضرورى أن تكون جداول التفريغ هى جداول التبويب النهائية.

الجداول المقفلة والمفتوحة:

يكون الجدول التكرارى مقفلاً من الطرفين (أى من أعلى ومن أسفل)،

إذا تحدد أول الفئة الأولى وآخر الفئة الأخيرة كما حدث (فى جدول ٤). ويكون مفتوحاً من الطرفين، إذا لم يتحدد أول الفئة وآخر الفئة الأخيرة؛ كأن تكتب الفئة الأولى (٥ فأقل)، وتكتب الفئة الأخيرة (١٤٥ فأكثر) ومن الجائز أن يكون الجدول التكرارى مفتوحاً من أحد الطرفين فقط.

وعلى كل حال يجب علينا أن نتجنب الفئات المفتوحة بقدر الإمكان، حتى يمكن إتمام العمليات الحسابية بدقة تامة.

التوزيع التكراري المزدوج:

قد يتطلب البحث دراسة العلاقة بين ظاهرتين مختلفتين كالوزن والطول مثلاً لعدد معين من الأشخاص. فى هذه الحالة نقوم بتجهيز جدول تكرارى مزدوج يجمع بين الظاهرتين (انظر جدول ٥)، ونقسم مدى كل ظاهرة إلى عدد مناسب من الفئات المتساوية الطول، ثم نرسم خطوط التفريغ فى كل خانة تتحدد بفئتى الظاهرتين اللتين تنتمى إليهما كل مفردة، وأخيراً نترجم الخطوط إلى أعداد لندخلها فى الخانات المختلفة المخصصة لها. فالطريقة مماثلة لتلك التى شرحناها سابقاً. لنفرض أنه طلب منا تبويب البيانات الأولية الموضحة بعد، التى تربط بين الطول (س) بالسنتيمتر والوزن (ص) بالكيلوجرام، لعدد ٢٠ شخصاً :

س	ص	س	ص	س	ص	س	ص
١٨٩	٨٤	١٦٥	٦٢	١٨٠	٧٢	١٧٠	٧٢
١٦٠	٥٨	١٨٣	٧٥	١٧٠	٦٥	١٧٥	٧٦
١٨٧	٧٨	١٦٥	٦٨	١٧٧	٧٧	١٧٣	٦٧
١٦٢	٥٩	١٨٠	٧٩	١٧٠	٦٨	١٧٥	٧٢
١٨٥	٧٦	١٦٨	٦٣	١٧٧	٧٠	١٧٥	٦٩

مجموعة الطول (س) { الحد الأعلى للمجموعة (س) = ١٨٩ سنتيمتراً
الحد الأدنى للمجموعة (س) = ١٦٠ سنتيمتراً

مدى أو طول المجموعة (س) = (١٨٩ - ١٦٠) + ١ = ٣٠ سنتمبتراً

نقسم المجموعة (س) إلى ٦ فئات طول كل منها ٥ سنتيمتراً

مجموعة الوزن (ص) { الحد الأعلى للمجموعة (ص) = ٨٤ كيلوجراماً
الحد الأدنى للمجموعة (ص) = ٥٨ كيلوجراماً

مدى أو طول المجموعة (ص) = (٨٤ - ٥٨) + ١ = ٢٧ كيلوجراماً

نقسم المجموعة (ص) إلى ٦ فئات طول كل منها ٥ كيلوجراماً

جدول (٥) - التوزيع التكراري المزدوج لطول ووزن ٢٠ شخصاً

الوزن (ص) بالكيلوجرام / الطول (س) بالسنتيمتر	٥٥ -	٦٠ -	٦٥ -	٧٠ -	٧٥ -	٨٠-٨٥	المجموع
١٦٠ -	٢						٢
١٦٥ -		٢	١				٣
١٧٠ -			٣	١			٤
١٧٥ -			١	٢	٢		٥
١٨٠ -				١	٢		٣
١٨٥ - ١٩٠					٢	١	٣
المجموع	٢	٢	٥	٤	٦	١	٢٠

وإذا أخذنا العامود الأول (فى جدول ٥) الذى يمثل فئات الطول (س) مع العامود الأخير الذى يمثل مجموع التكرارات فى كل فئة من فئات (س)، حصلنا على التوزيع الرئيسى لقيم (س).

أما إذا أخذنا السطر الأول الذى يمثل فئات الوزن (ص) مع السطر الأخير الذى يمثل مجموع التكرارات فى كل فئة من فئات (ص)، حصلنا على التوزيع الرئيسى لقيم (ص).

ثانياً : عرض البيانات:

بعد أن ينتهى الباحث من تفريغ البيانات وتبويبها فى صورة جداول كما سبق أن أوضحنا، فإنه فى إطار إمكانيات علم الإحصاء فى ضغط وتلخيص واختزال البيانات فإنه يمكن أن نعرض للطرق المختلفة التى يمكن من خلالها عرض البيانات من خلال استخدام مجموعة من الرسوم البيانية منها على سبيل المثال الأعمدة البيانية وبعض الأشكال الهندسية مثل الدائرة وأنماط أخرى من الرسوم مثل الخط البيانى والمدرج التكرارى والمضلع التكرارى والمنحنى التكرارى.

والذى يمكن أن نؤكد عليه أن استخدام الرسوم البيانية من منطلق علم الاحصاء يهدف إلى :

عرض البيانات فى صورة سريعة موجزة ومعبرة، إضافة إلى أنه يمكن الاستعانة ببعض الرسوم البيانية فى استنتاج بعض المقاييس مثل:

١ – يمكن استخدام المدرج التكرارى فى إيجاد المنوال (كأحد مقاييس النزعة المركزية التقريبية).

٢ – استخدام المنحنى المتجمع الصاعد أو المنحنى المتجمع الهابط أو الاثنين

معاً فى إيجاد قيمة الوسيط بيانياً، كأحد مقاييس النزعة المركزية التقريبية.

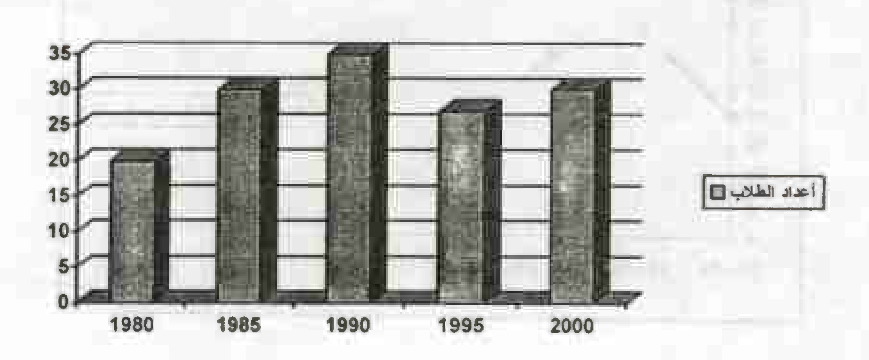
٣ - إيجاد قيمة كل من الربيع الأدنى، الربيع الأعلى من رسم المنحنيات السابقة (شبيهات الوسيط).

٤ - أن المعالجة الاحصائية الصحيحة لأى بيانات يتم جمعها وتفريغها فى صورة جداول لايمكن الاعتماد عليها والوثوق فى دقة مقاييسها ما لم يتم التأكد من مدى اعتدالية هذا التوزيع التكرارى، ومن ثم تبرز أهمية تمثيل الجداول التكرارية باستخدام كل من المضلع التكرارى والمنحنى التكرارى الذى يبين لنا مدى اعتدالية التوزيع.

الأعمدة الرأسية المنفردة:

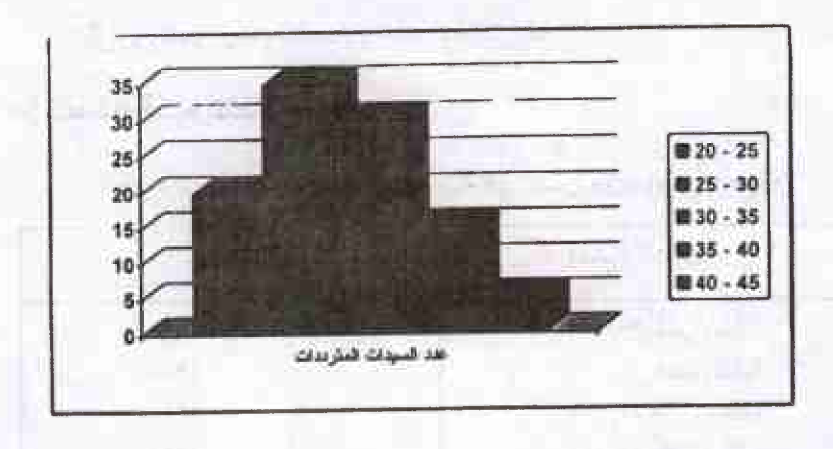
عداد المقبولين بالجامعات المصرية في الفترة من عام ١٩٨٠ - ٢٠٠٠

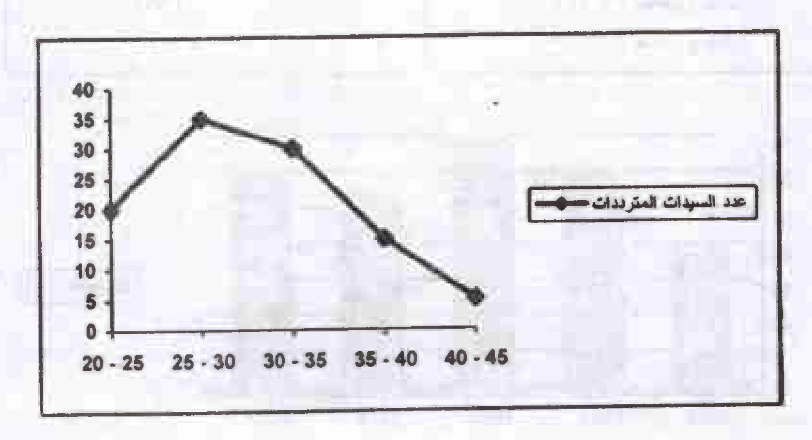
السنة	أعداد الطلاب
١٩٨٠	٢٠,٠٠٠ طالب وطالبة
١٩٨٥	٣٠,٠٠٠ طالب وطالبة
١٩٩٠	٣٥,٠٠٠ طالب وطالبة
١٩٩٥	٢٧,٠٠٠ طالب وطالبة
٢٠٠٠	٣٠,٠٠٠ طالب وطالبة



جدول تكراري يوضح أعداد السيدات المترددات علي مراكز تنظيم الأسرة بمحافظة الإسكندرية خلال عام ٢٠٠٢

فئات العمر للسيدات	عدد السيدات المترددات
٢٠ – ٢٥	٢٠٠٠٠
٢٥ – ٣٠	٣٥,٠٠٠
٣٠ – ٣٥	٣٠,٠٠٠
٣٥ – ٤٠	١٥,٠٠٠
٤٠ – ٤٥	٥,٠٠٠



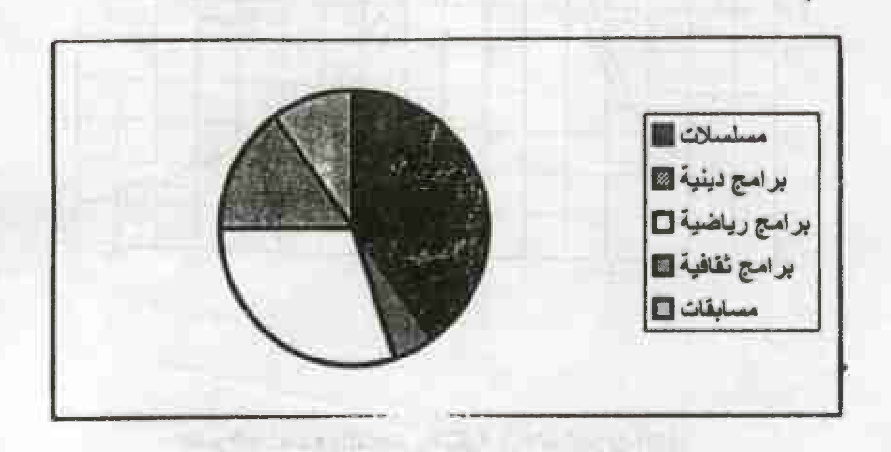


الأشكال الهندسية (الدائرة):

ساعات المشاهدة التي تقضيها عينة من الأسر

في مدينة الإسكندرية خلال شهر

نوعية البرامج	عدد الساعات	النسبة المئوية	مقدار الزاوية
مسلسلات	٤٠	٤٠٪	١٤٤°
برامج دينية	٥	٥٪	١٨°
برامج رياضية	٣٠	٣٠٪	١٠٨°
برامج ثقافية	١٥	١٥٪	٥٤°
مسابقات	١٠	١٠٪	٣٦°
المجموع	١٠٠	١٠٠٪	٣٦٠°

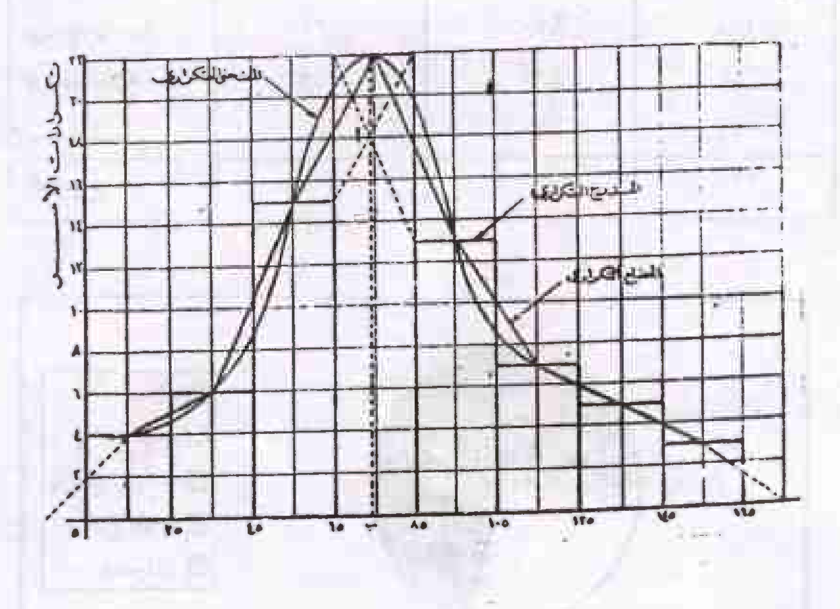


(٢) المدرج التكراري أو الهيستوجرام:

يمكن تمثيل التوزيع التكرارى المنتظم البسيط المبين (فى جدول ٤) على شكل هندسى يسمى بالمدرج التكراري أو الهيستوجرام. ولعمل هذا

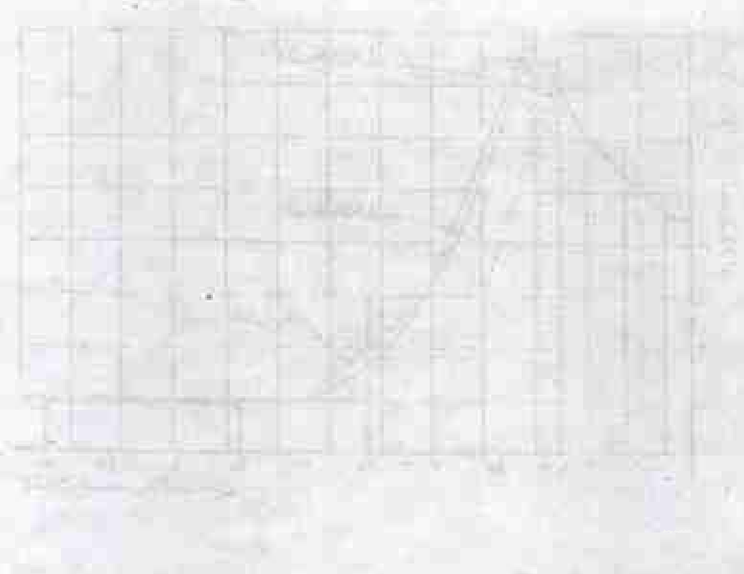
المدرج، نرسم محورين متعامدين، ونأخذ المحور الأفقى بمقياس مناسب لتمثيل فئات الاستهلاك.

والمحور الرأسى بمقياس آخر مناسب لتمثيل تكرارات الأسر. ثم نرسم على كل فئة مستطيلاً تعبر مساحته عن التكرار الواقع فى كل فئة. وبما أن الفئات متساوية فى مثالنا، فإن المدرج التكرارى سيتكون من مستطيلات متلاصقة ومتساوية القاعدة، تتناسب ارتفاعاتها مع التكرارات (انظر الشكل الآتى).



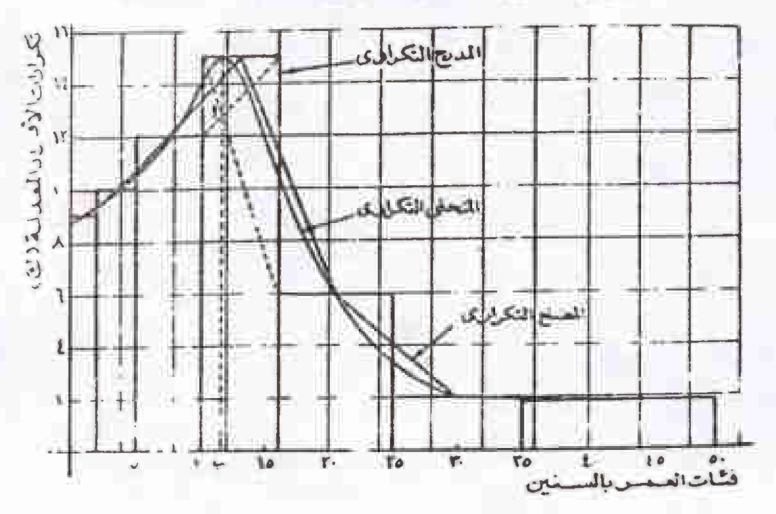
المدرج والمضلع والمنحني التكراري لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة

أما إذا كانت الفئات غير متساوية، فتكون مساحة هذه المستطيلات (القاعدة × الارتفاع) هى التى تتناسب مع التكرارات. ولذلك قبل رسم المدرج التكرارى للتوزيع، يجب الحصول على التكرارات المعدلة.



(شكل ٧)

المدرج والمضلع والمنحني التكراري لأعمار ٢٠٠ شخص



ويلاحظ أن مجموع مساحات المستطيلات فى المدرج التكرارى ، يمثل التكرار الكلى بالتوزيع.

(٢) المضلع التكراري:

ولكى نحصل على المضلع التكرارى، نقوم بتوصيل منتصفات القواعد العليا للمستطيلات فى المدرج التكرارى. ويسمى منتصف كل قاعدة بمركز الفئة وهو القيمة الواقعة فى منتصف الفئة (أى نصف مجموع ابتداء وانتهاء الفئة)، وسنرمز له بالحرف (س)، وهو النقطة التى نفترض أن يتجمع فيها تكرار الفئة. وواضح من شكل التوزيع المنتظم، أن المدرج والمضلع التكرارى متساويان فى المساحة.

وفى حالة الفئة المفتوحة التى لا نعرف طولها، لايمكن تمثيلها بمستطيل فى المدرج التكرارى إلا إذا حددنا بدايتها ونهايتها على ضوء الخبرة والمعلومات المقدمة.

(٤) المنحني التكراري:

لكى نحصل على المنحنى التكرارى، يجب تمهيد الخطوط المنكسرة فى المضلع التكرارى (انظر شكل (٦) ، (٧)) . فى هده الحالة لاتساوى مساحة المنحنى، كل من مساحة المدرج أو المضلع التكرارى فى التوزيع المنتظم.

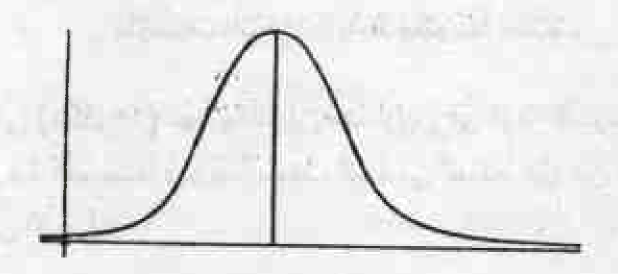
وتختلف المنحنيات التكرارية عن بعضها من حيث :

(أ) قيمة المتوسط.

(ب) درجة التشتت.

(جـ) الشكل.

ويتوقف هذا الاختلاف على طبيعة الظاهرة التى ندرسها. وعلى كيفية تغير قيمتها.



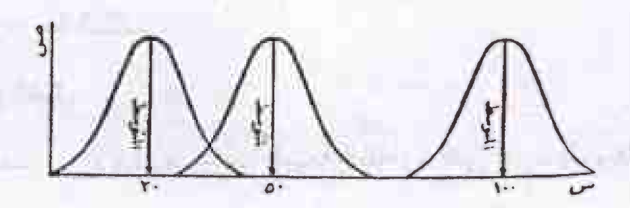
(شكل ٨)

المنحني التكراري المعتدل

وهو يشبه الناقوس العادى، وله نهاية عظمى فى منتصفه، ومتماثل بالنسبة للخط الرأسى المار بقمته، وله معادلة خاصة وخواص معينة سنذكرها فى مناسبة أخرى.

ولهذا المنحنى أهميـة بالغـة فـى الدراسات الإحصائيـة، إذ وجـد أن معظم قيم الظواهر الطبيعيـة فـى المجتمعات المختلفة تتوزع على شكل مقارب له.

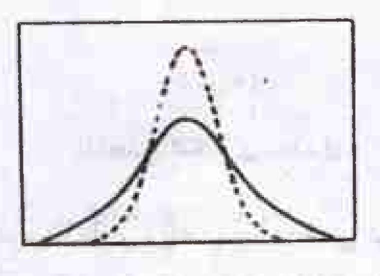
ويبين (شكل رقم ٩) ثلاث منحنيات متماثلة تماماً من حيث الشكل، ولكن يختلف موقعها على المحور السينى. إذن فهى متساوية فى درجة التشتت، ومختلفة فى قيمة المتوسط.



شكل (٩)

منحنيات ذات تشتت واحد ومتوسط مختلف

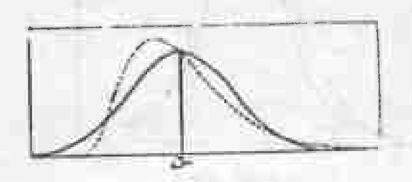
وفى (شكل ١٠) نجد منحنيين متساويين فى قيمة المتوسط ومختلفين فى درجة التشتت. (درجة تشتت المنحنى المنقط أقل من درجة تشتت المنحنى الآخر).



شكل (١٠)

منحنيان متساويان في قيمة المتوسط ومختلفان في درجة التشتت

والمنحنيان (فى شكل ١١) متساويان فى قيمة المتوسط وفى درجة التشتت، ولكن مختلفان فى الشكل. فالمنحنى المنقط غير متماثل وملتوى ناحية اليسار؛ لذلك يقال أن التواءه موجب. إذا فرضنا مثلاً أن نتيجة الامتحان الذى عمل لمجموعة من الطلبة ممثلة بمنحنى موجب الالتواء، فإن ذلك يدل على صعوبة الاختبار لأن الغالبية العظمى من الطلبة ستحصل على درجات منخفضة. والعكس يقال إذا كان الإلتواء سالباً.

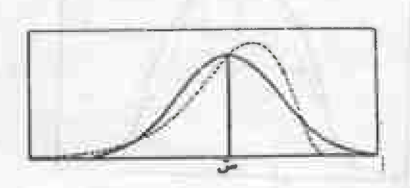


(شكل ١١)

منحنيان متساويان في قيمة المتوسط وفي درجة التشتت

مع أن المنقط منهما موجب الالتواء

أما شكل (١٢)، فإنه مماثل (لشكل ١٠)، غير أن المنحنى المنقط ملتوى ناحية اليمين؛ لذلك يقال أن التواءه سالب.

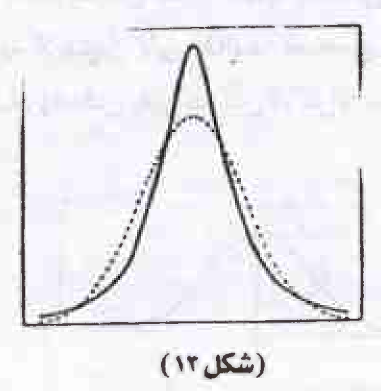


(شكل ١٢)

منحنيان متساويان في قيمة المتوسط وفي درجة التشتت،

مع أن المنقط منهما سالب الالتواء

والمنحنيان (فى شكل ١٣) متساويان فى قيمة المتوسط ودرجة التشتت، ومختلفان فى الشكل رغم تماثل كل منهما على حدة. فالمنحنى المنقط معتدل الشكل، والآخر مدبب.

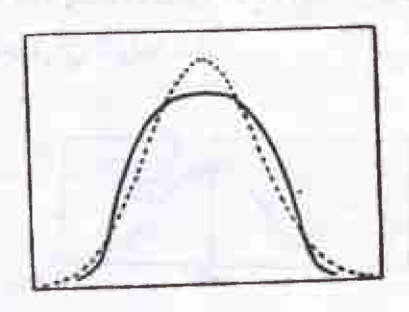


(شكل ١٢)

منحنيان متساويان في قيمة المتوسط وفي درجة التشتت

وكل منهما متماثل، ولكن المنقط منهما معتدل الشكل والآخر مدبب

أما (شكل ١٤) فإنه مماثل (لشكل ١٣)، غير أن المنحنى ذات الخط المتصل مفرطح.

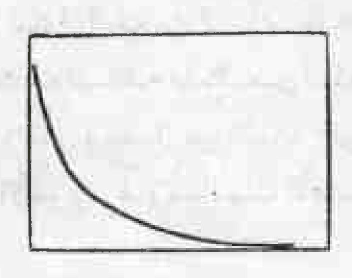


(شكل ١٤)

منحنيان متساويان في قيمة المتوسط وفي درجة التشتت

وكل منهما متماثل، ولكن المنقط منهما معتدل الشكل والآخر مفلطح

ويوضح (شكل ١٥) المنحنى التكرارى لأعمار الزوجات فى جمهورية مصر. وهو ذو فرع واحد أيسر، لأن الغالبية العظمى من المصريات يتزوجن عند السن القانونية (١٦ سنة)، ولا يبقى منهن إلا نسبة ضئيلة بدون زواج بعد سن الثلاثين.

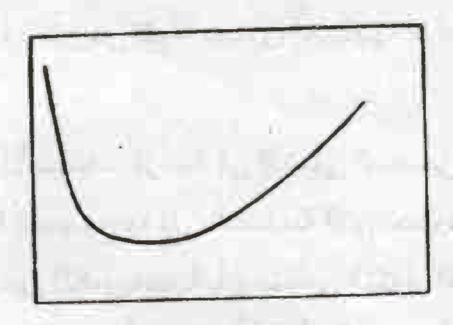


(شكل ١٥)

المنحني التكراري لأعمار الزوجات في جمهورية مصر

وهو ذو فرع واحد أيسر

ويوضح (شكل ١٦) المنحنى التكرارى لأعمار المتوفين من السكان فى جمهورية مصر. وهو ذو فرعين، لأن عدد الوفيات عندالأطفال وعند المتقدمين فى السن مرتفع عن باقى الأعمار.



(شكل ١٦)

المنحني التكراري لأعمار المتوفين من السكان

في جمهورية مصر وهو ذو فرعين

(٥) منحني التكرار المتجمع الصاعد والنازل :

لانستطيع من المنحنيات التكرارية العادية، معرفة التكرارات الواقعة أقل أو أكثر من قيمة معينة للمتغير، أو الواقعة بين قيمتين له. ويمكننا الحصول على هذه المعلومات من منحنى التكرار المتجمع الصاعد. وهذا يتطلب تكوين جدول التكرار المتجمع الصاعد بجمع تكرار كل فئة على مجموع تكرارات الفئات السابقة ابتداء من التكرار (صفر) أمام الحد الأعلى للفئة الأولى، حتى نحصل فى النهاية على التكرار (الكلى) أمام الحد الأعلى للفئة الأخيرة. فالإحداثيات الأفقية هى الحدود العليا للفئات.

ويمكننا الحصول على نفس هذه المعلومات من منحنى التكرار المتجمع النازل. وهذا يستدعى تكوين جدول التكرار المتجمع النازل بطرح تكرار كل فئة من تكرار الفئة السابقة ابتداء من التكرار (الكلى) أمام الحد الأسفل للفئة الأولى، حتى نحصل فى النهاية على التكرار (صفر) أمام الحد الأسفل للفئة الأخيرة. فالإحداثيات الأفقية هى الحدود السفلى للفئات.

ويمكن رسم المنحنيين الصاعد والنازل فى شكل واحد بنفس مقياس الرسم، حيث يتقابلان فى نقطة يساوى إحداثيها الرأسى نصف التكرار الكلى.

ويلاحظ أن الأحداثيات الرأسية فى المنحنى التجميعى تدل على مجموع التكرارات؛ وهذا المجموع ممثل بالمساحة التى تحت المنحنى التكرارى العادى. ويعبر عن ذلك رياضياً بأن منحنى التكرار المتجمع هو تكامل المنحنى التكرارى العادى؛ أو بمعنى آخر، أن المنحنى التكرارى العادى هو تفاضل منحنى التكرار المتجمع.

ويعطينا (جدول ١٤) التكرار المتجمع الصاعد والنازل المستخلص من التوزيع التكرارى المنتظم (بجدول ٤)، والممثل بمنحنى التكرار المتجمع الصاعد والنازل.

وبالمثل يعطينا (جدول ١٥) التكرار المتجمع الصاعد والنازل المستخلص من التوزيع التكرارى غير المنتظم (بجدول ١٣).

ويرجع الاختلاف بين كتابة الحدود العليا والسفلى للفئات المدرجة (بجدول ١٤) وتلك المدرجة (بجدول ١٥)، إلى أن فئات العمر بالجدول الأخير تبدأ من الصفر؛ وهذه حالة خاصة. ويلاحظ أن رسم المنحنى التجميعى فى التوزيع التكرارى غير المنتظم، لايستدعى تعديل التكرارات.

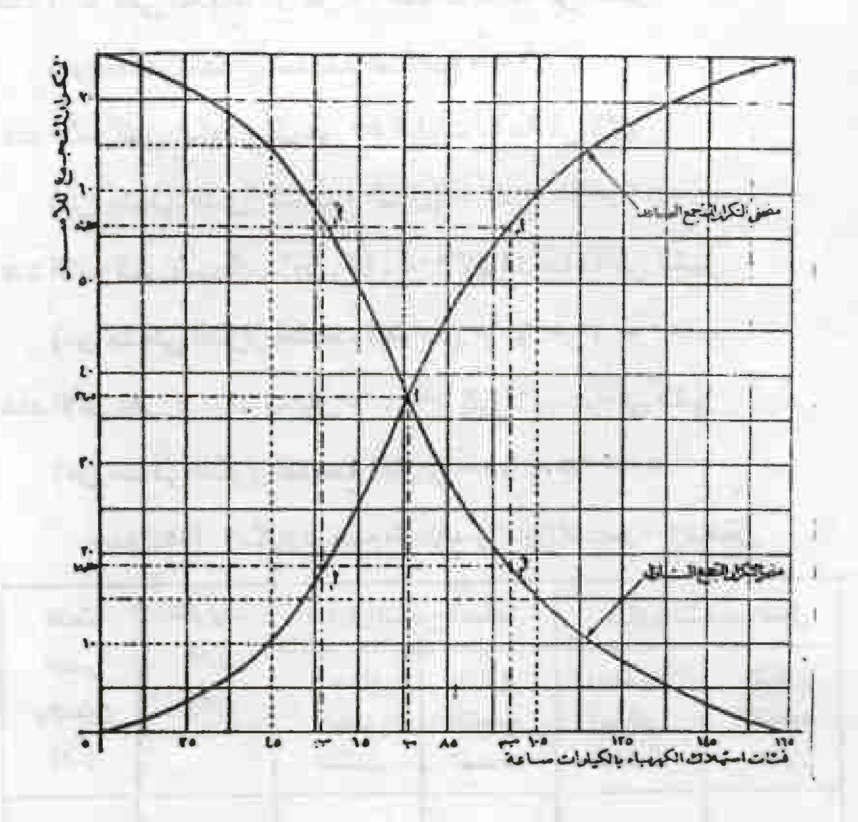
ونلفت النظر إلى أن الأحداثى الرأسى لنقطة تقابل المنحنيين (فى شكل السابق) ½ ٣٧ = نصف التكرار الكلى (٧٥).

جدول (١٤)

التكرار المتجمع الصاعد والنازل لاستهلاك الكهرباء

بالكيلوات ساعة في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة

فئات استهلاك الكهرباء بالكيلوات ساعة (ف)	تكرارات الأسر (ك)	التكرار المتجمع الصاعد		التكرار المتجمع النازل	
		الحدود العليا للفئات	التكرار المتجمع الصاعد	الحدود السفلي للفئات	التكرار المتجمع النازل
٥ -	٤	أقل من ٥	صفر	٥ إلى أقل من ١٦٥	٧٥
٢٥ -	٦	٥ إلى أقل من ٢٥	٤	٢٥ إلى أقل من ١٦٥	٧١
٤٥ -	١٥	٥ إلى أقل من ٤٥	١٠	٤٥ إلى أقل من ١٦٥	٦٥
٦٥ -	٢٢	٥ إلى أقل من ٦٥	٢٥	٦٥ إلى أقل من ١٦٥	٥٠
٨٥ -	١٣	٥ إلى أقل من ٨٥	٤٧	٨٥ إلى أقل من ١٦٥	٢٨
١٠٥ -	٧	٥ إلى أقل من ١٠٥	٦٠	١٠٥ إلى أقل من ١٦٥	١٥
١٢٥ -	٥	٥ إلى أقل من ١٢٥	٦٧	١٢٥ إلى أقل من ١٦٥	٨
١٤٥ - ١٦٥	٣	٥ إلى أقل من ١٤٥	٧٢	١٤٥ إلى أقل من ١٦٥	٣
		٥ إلى أقل من ١٦٥	٧٥	١٦٥ فأكثر	صفر
	٧٥ = مجـ ك = ن				



منحني التكرار المتجمع الصاعد والنازل لاستهلاك الكهرباء
بالكيلوات ساعة في مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة

ولكى نبين كيفية استخدام المنحنيين الموضحين فى الشكل، نضرب الأمثلة الآتية:

عدد الأسر التى تستهلك أكثر من ١٠٥ كيلوات ساعة فى الشهر

(من منحنى التكرار المتجمع الصاعد) = ٧٥ - ٦٠ = ١٥

عدد الأسر التى تستهلك أكثر من ١٠٥ كيلوات ساعة فى الشهر

(من منحنى التكرار المتجمع النازل) = ١٥

عدد الأسر التى تستهلك أقل من ٤٥ كيلوات ساعة فى الشهر

(من منحنى التكرار المتجمع الصاعد) = ١٥

عدد الأسر التى تستهلك أقل من ٤٥ كيلوات ساعة فى الشهر

(من منحنى التكرار المتجمع النازل) = ٧٥ – ٦٥ = ١٠

عدد الأسر التى تستهلك ما بين ٤٥، ١٠٥ كيلوات ساعة فى الشهر

(من منحنى التكرار المتجمع الصاعد) = ٦٠ – ١٠ = ٥٠

عدد الأسر التى تستهلك ما بين ٤٥، ١٠٥ كيلوات ساعة فى الشهر

(من منحنى التكرار المتجمع النازل) = ٦٥ – ١٥ = ٥٠

جدول ١٥) - التكرار المتجمع الصاعد والنازل لأعمار ٢٠٠ شخص

فئات العمر بالسنين (ف)	تكرارات الأسر (ك)	التكرار المتجمع الصاعد		التكرار المتجمع النازل	
		الحدود العليا للفئات	التكرار المتجمع الصاعد	الحدود السفلي للفئات	التكرار المتجمع النازل
٠ –	١٨	٠	صفر	٠	٣٠٠
٢ –	٣٠	٢	١٨	٢	٢٨٢
٥ –	٦٠	٥	٤٨	٥	٢٥٢
١٠ –	٩٠	١٠	١٠٨	١٠	١٩٢
١٦ –	٥٤	١٦	١٩٨	١٦	١٠٢
٢٥ –	٢٠	٢٥	٢٥٢	٢٥	٤٨
٣٥ – ٥٠	٢٨	٣٥	٢٧٢	٣٥	٢٨
		٥٠	٣٠٠	٥٠	صفر
	٣٠٠ =مجـ ك =ن				

الفصل الثالث

الأساليب الإحصائية الوصفية

تمهيد.

أولاً : مقاييس النزعة المركزية:

١ - الوسط الحسابي.

٢ - الوسيط.

٣ - المنوال.

ثانياً : مقاييس التشتت:

١ - المدى

٢ - الانحراف الربيعي (نصف المدى الربيعي).

٣ - الانحراف المتوسط.

٤ - الانحراف المعياري.

- الدرجة المعيارية.

- معامل الاختلاف

ثالثاً : اختبارات الدلالة الاحصائية:

- النسبة الحرجة.

- اختبار « ت ».

- مربع كاي

مقاييس النزعة المركزية

تمهيد :

التوزيع التكرارى بأنواعه المختلفة يهدف إلى تبويب البيانات الرقمية فى صورة مناسبة موجزة توضح أهم معالمها الرئيسية. لكن الدراسة الاحصائية لاتكتفى بمثل هذا الإيجاز بل السعى نحو ماهو أعمق. وذلك حينما تحاول أن تلخص أهم صفات تلك البيانات الرقمية فى عدد واحد يرمز لها ويدل عليها وقد يوضح هذا العدد نزعتها للتجمع أو للتشتت.

ولا تقتصر حاجة الباحث إلى مجرد توزيع الدرجات فى جداول تكرارية وتمثيلها بالرسم بل إلى تلخيص هذه الدرجات جميعاً وتركيزها فى درجة أو قيمة واحدة تغنى وتعبر عن كل قيم ودرجات المجموعة. ففى كثير من التوزيعات التكرارية نجد أن عدداً كبيراً من المفردات يميل نحو التجمع حول قيمة متوسطة معينة ويقل عدد المفردات تدريجياً كلما بعدنا عن هذه القيمة المتوسطة التى تمثل مركز التوزيع وتسمى هذه الظاهرة بالنزعة المركزية أى نزعة المفردات المختلفة إلى التجمع حول مركز التوزيع. ويتضح من ذلك أن لكل مجموعة من البيانات قيمة متوسطة خاصة بها تميزها عن مجموعات البيانات الأخرى والتى يمكن استخدامها لوصف المجموعة حيث أنها تحدد مركز أو متوسط المجموعة(١) .

وتتلخص أهم مقاييس النزعة المركزية فى المتوسط بأنواعه المختلفة : الحسابى والهندسى والتوافقى وفى الوسيط، والمنوال. وتوجد عدة أسس لتحديد هذه القيم المتوسطة ولكل من هذه المقاييس مميزاته وعيوبه ولايمكن تفضيل أحد منها على الآخر.

---

(١) أحمد عباده سرحان، ص ٨٢.

اولا : الوسط الحسابي Arithmetice Mean :

يعرفه البعض بأنه القيمة التى ورعت على كل فرد من أفراد العينة لكان مجموع هذه القيم هو المجموع الحقيقى للقيم الأولى، ويعرفه البعض الآخر بأن متوسط عدد من القيم هو خارج قسمة مجموع هده القيم على عددها.

فإذا كانت لدينا القيم $س_1$ ، $س_2$ ، ... ، $س_ن$ التى عددها ن ورمزنا للوسط الحسابى بالرمز $\bar{س}$: $\bar{س} = \frac{1}{ن}$ مجـ س

وتتعدد الطرق المستخدمة لإيجاد قيمة الوسط الحسابى من البيانات وهدا ما سوف نعرض له موضحين هده الطرق من خلال عرض أمثلة متنوعة

أ - إيجاد الوسط الحسابي من القيم أو الدرجات الخام :

مثال : حصل أحد الباحثين فى إحدى المدارس على دخول سبع أسر من أسر الطلاب غير القادرين على دفع الرسوم الدراسية فتبين له:

الأسرة الأولى	الأسرة الثانية	الأسرة الثالثة	الأسرة الرابعة
٤٨ جنيه	٥٠ جنيه	٦٠ جنيه	٥٥ جنيه

الأسرة الخامسة	الأسرة السادسة	الأسرة السابعة
٦٢ جنيه	٧٠ جنيه	٦١ جنيه

فما هو متوسط دخل هذه الأسر؟

للحصول على هذا المتوسط نستخدم العلاقة $\bar{س} = \frac{مجـ س}{ن} = \frac{مجموع دخول الأسر}{عدد الأسر}$

$$\bar{س} = \frac{٤٨ + ٥٠ + ٦٠ + ٥٥ + ٦٢ + ٧٠ + ٦١}{٧} = \frac{٤٠٦}{٧} = ٥٨$$

∴ متوسط دخل هذه الأسرة = ٥٨ جنيه

د - إيجاد الوسط الحسابي من الجداول التكرارية (غير المنتظمة)

الطريقة العادية :

مثال : الجدول التكرارى الآتى يوضح توزيع درجات عدد ١٠٠ من طلاب الفرقة الأولى قسم الاجتماع فى مادة المدخل إلى علم الاجتماع. والمطلوب إيجاد متوسط درجات هؤلاء الطلاب فى هذه المادة.

فئات الدرجات	٥ - ٣٥	٣٥ - ٥٠	٥٠ - ٦٠	٦٥ - ٨٠	٨٠ - ٩٠	٩٠-١٠٠	المجموع
عدد الطلاب	١٥	٢٠	٤٠	١٢	٧	٦	١٠٠

الحل :

فئات الدرجات ف	عدد الطلاب ك	مركز الفئة س	س × ك
٥ - ٣٥	١٥	٢٠	٣٠٠
٣٥ - ٥٠	٢٠	٤٢,٥	٨٥٠
٥٠ - ٦٥	٤٠	٥٧,٥	٢٣٠٠
٦٥ - ٨٠	١٢	٧٢,٥	٨٧٠
٨٠ - ٩٠	٧	٨٥	٥٩٥
٩٠ - ١٠٠	٦	٩٥	٥٧٠
المجموع			٥٤٨٥

- نحصل على مركز الفئة س لكل فئة على حدة فعلى سبيل المثال:

$$\text{مركز الفئة س للفئة الأولى} = \frac{\text{الحد الأدنى للفئة + الحد الأعلى لنفس الفئة}}{٢}$$

$$= \frac{٥ + ٣٥}{٢} = \frac{٤٠}{٢} = ٢٠$$

وهكذا بالنسبة لباقى الفئات حتى نحصل على جميع مراكز الفئات للجدول ككل.

ثم نستخدم القانون الآتى:

$$\bar{س} = \frac{مجـ س \times ك}{مجـ ك}$$

$$\text{أى الوسط الحسابى} = \frac{\text{مجموع مراكز الفئات} \times \text{التكرار}}{\text{مجموع التكرارات}}$$

$$\therefore \quad س = \frac{٥٤٨٥}{١٠٠} = ٥٤,٨٥$$

جـ - إيجاد الوسط الحسابي من الجداول التكرارية المنتظمة بطريقة الانحرافات المختصرة :

مثال : فى دراسة أجريت فى أحد المصانع تبين للباحث أن أيام الغياب لعدد ١٠٠ عامل موزعة على النحو التالى:

أيام الغياب (ف)	٢ – ٤	٤ – ٦	٦ – ٨	٨ – ١٠	١٠ – ١٢	المجموع
عدد العمال (ك)	٢	٢٠	٣٥	٣٠	١٣	١٠٠

الحل :

نظراً لأن الجدول ذات فئات منتظمة من حيث الطول (طول الفئات) فإنه يمكن استخدام طريقة الانحرافات المختصرة وهذه الطريقة تختلف عن الطريقة العادية أو المطولة فى تخفيف حدة الأرقام مما يسهل العمليات الحسابية.

ف	ك	س	ح	ح̄	ح̄ × ك
٢ - ٤	٢	٣	- ٤	- ٢	- ٤
٤ - ٦	٢٠	٥	- ٢	- ١	- ٢٠
٦ - ٨	٣٥	أ(٧)	صفر	صفر	صفر
٨ - ١٠	٣٠	٩	٢	١	٣٠
١٠ - ١٢	١٣	١١	٤	٢	٢٦
مجـ	١٠٠				- ٢٤ ٥٦ ٣٢

يستخدم القانون الآتى:

$$\bar{\text{س}} = \text{أ} + [\frac{\text{مجـ } \bar{\text{ح}} \text{ ك}}{\text{مجـ ك}} \times \text{ل}]$$

حيث أن : أ = الوسط الفرضى ويتم اختياره من بين قيم س ويراعى عند اختياره أن يكون أمام أكبر تكرار وفى المنتصف تقريباً، وهذان الشرطان متى تم مراعاتهما فإن قيمة الوسط الحسابى تكون قريبة جداً من هذا الوسط الفرضى المختار.

ح = تعنى انحراف قيم س عن الوسط الفرضى المختار، ويمكن الحصول عليها من خلال طرح قيمة الوسط الفرضى من قيم س (مراكز الفئات) أعلاه وأسفله مع مراعاة الإشارة، مع ملاحظة أن قيم س أعلاه تكون دائماً سالبة، وأسفله تكون دائماً موجبة.

$\bar{ح}$ = يتم الحصول عليها بموجب العلاقة = $\frac{ح}{ل}$ حيث ح هى الانحراف (السابق شرحه) و ل هى طول الفئة وفى المثال السابق تساوى ٢.

وبالتعويض فى القانون السابق من بيانات الجدول نجد:

$$\bar{س} = أ + [\frac{مجـ \bar{ح} ك}{مجـ ك} \times ل]$$

$$= ٧ + [\frac{٣٢}{١٠٠} \times ٢]$$

$$= ٧ + ٠,٦٤ = ٧,٦٤$$

ثانياً : الوسيط أو الأوسط Median :

الوسيط هو النقطة التى تقع تماماً فى منتصف توزيع الدرجات بعد ترتيبها تصاعدياً أو تنازلياً، أى يسبقها نصف عدد الدرجات ويتلوها النصف الآخر، بمعنى أن الوسيط هو القيمة التى تقع فى المنتصف، والقيمة الوسيطية فى مجموعة من القيم هى تلك القيمة التى يكون عدد القيم الأخرى التى أقل منها معادلاً القيم الأخرى الأعلى منها. فإذا أردنا إيجاد الوسيط لمجموعة من المفردات فإننا نرتب هذه المجموعة ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً ثم نبحث عن القيمة التى يسبقها ويليها نفس العدد من القيم.

أ - حساب الوسيط من القيم الخام (في حالة الأعداد الفردية) :

مثال : أجرى باحث دراسة على عينة من سبعة أطفال لمعرفة الوسيط بالنسبة لأعمارهم وكانت بياناتهم كالتالى:

٧ ، ٩ ، ٥ ، ١١ ، ١٣ ، ٩ ، ٨

الحل:

- يتم ترتيب هذه القيم تصاعدياً على النحو التالى:

٥ ، ٧ ، ٨ ، ٩ ، ١١ ، ١٣ ، ١٤

$$\text{ترتيب الوسيط} = \frac{ن + ١}{٢} = \frac{٧ + ١}{٢} = \frac{٨}{٢} = ٤$$

∴ قيمة الوسيط هى الدرجة ٩.

في حالة الأعداد الزوجية:

مثال: أجريت دراسة على عينة من العمال عددهم عشرة عمال وكانت أجورهم على النحو التالى:

٢٠ ، ١٣ ، ٩ ، ٢٥ ، ١٧ ، ١٩ ، ١٥ ، ٢١ ، ٢٤ ، ١٨

الحل:

يتم ترتيب القيم تصاعدياً على النحو التالى:

٩ ، ١٣ ، ١٥ ، ١٧ ، ١٨ ، ١٩ ، ٢٠ ، ٢١ ، ٢٤ ، ٢٥

وبفحص هذه الدرجات نجد أن القيمتين ١٨ ، ١٩ يسبقهما نصف الدرجات، ويأتى بعد ذلك النصف الباقى من الدرجات.

وعلى ذلك يمكن حساب قيمة الوسيط من خلال استخدام العلاقة:

$$\text{الوسيط} = \frac{\text{مجموع القيمتين اللتين فى الوسط}}{٢}$$

$$\text{الوسيط} = \frac{١٨ + ١٩}{٢} = \frac{٢٧}{٢} = ١٨,٥$$

إيجاد الوسيط من الجداول التكرارية:

مثال: إذا كان لدينا جدولاً تكرارياً يبين توزيع عدد ٥٠ عامل حسب

أيام الغياب خلال شهر معين من شهور الشتاء فى أحد المصانع وجاء هذا التوزيع على النحو التالى:

(ف)	٥ – ١٠	١٠ – ١٥	١٥ – ٢٠	٢٠ – ٢٥	٢٥ – ٣٠	٣٠ – ٣٥	مجـ
(ك)	٣	١٤٠	١٠	٩	١٢	٢	٥٠

الحل:

يتم تحويل هذا الجدول إلى جدول تكرارى متجمع صاعد أو هابط وذلك بترتيب بيانات هذاالجدول حتى يسهل التوصل إلى قيمة الوسيط.

ف	ك	طول الفئة	ك.م.ص تكرار متجمع صاعد
		أقل من ٣	صفر
٥ – ١٠	٣	أقل من ١٠	٣
١٠ – ١٥	١٤	أقل من ٢٠	١٧
١٥ – ٢٠	١٠	أقل من ٣٠	٢٧
٢٠ – ٢٥	٩	أقل من ٤٠	٣٦
٢٥ – ٣٠	١٢	أقل من ٥٠	٤٨
٣٠ – ٣٥	٢		٥٠
مجـ	٥٠		

ك.م.ص. سابق (١٧)

الحد الأدنى للفئة الوسيطة (١٥)

ثم يتم حساب رتبة الوسيط = $\frac{\text{مجـ ك}}{٢} = \frac{٥٠}{٢} = ٢٥$

يتم البحث عن القيمة ٢٥ (رتبة الوسيط) فى خانة التكرار المتجمع الصاعد) ك . م . ص. ثم نضع خطاً فاصلاً بعرض الجدول للتوصل إلى المتغيرات المطلوب التعويض عنها فى القانون التالى:

$$\text{الوسيط} = \text{الحد الأدنى للفئة الوسيطية} + \frac{\text{ترتيب الوسيط} - \text{ك. م. ص. سابق}}{\text{التكرار الأصل للفئة الوسيطية}} \times \text{ل}$$

وبالتعويض نجد أن :

$$\text{الوسيط} = ١٥ + \frac{٢٥ - ١٧}{١٠} \times ١٥$$

$$= ١٥ + \frac{٨}{١٠} \times ٥$$

$$= ١٥ + \frac{٤٠}{١٠} = ١٥ + ٤ = ١٩$$

أى أن قيمة الوسيط = ١٩

ثالثاً: المنوال Mode:

المنوال هو القيمة الأكثر شيوعاً أى هو القيمة التى تحدث أو تتكرر أكثر من غيرها من بين قيم المجموعة وهو لذلك يناسب البيانات الوصفية غير القابلة للقياس الكمى مثل ترتيب المفردات حسب ألوانها أو الأطعمة حسب تذوقها ... إلخ.

- إيجاد المنوال من القيم الخام:

إذا كانت البيانات غير مبوبة فإنه يمكن إيجاد المنوال لها بدون أية صيغة وذلك بالبحث عن القيمة التى تكررت أكثر من غيرها.

مثال ذلك إذا كانت لدينا القيم التالية التى تعبر عن الإنفاق الشهرى لعدد أفراد بالجنيه.

٦٢ ، ٦٥ ، ٦١ ، ٦٢ ، ٦٤ ، ٦٢ ، ٦٦ ، ٦٥ ، ٦٢

المنوال بالنسبة لهذه القيم هو الرقم ٦٢ على اعتبار أن هذه القيمة تكررت أكثر من غيرها.

- وقد توجد مجموعة من القيم الخام ليس لها منوال خاص بها، مثال ذلك القيم :

٢ ، ٥ ، ٩ ، ١٠.

هذه القيم لا منوال لها حيث لم تتكرر أى قيمة.

وقد يكون لمجموعة من القيم أكثر من منوال، مثال ذلك القيم الآتية:

٢ ، ٣ ، ٣ ، ٤ ، ٦ ، ٦ ، ٧ ، ٨

هذه القيم لها منوالان هما : القيمة ٣ ، والقيمة ٦ .

ب - إيجاد المنوال من التوزيعات التكرارية (المنتظمة) :

تتعدد طرق إيجاد المنوال من التوزيعات التكرارية ومن هذه الطرق:

أ - طريقة الفروق (بيرسون) .

ب - طريقة الرافعة.

جـ - الطريقة البيانية.

أ - طريقة الفروق (بيرسون) :

قام "كارل بيرسون" بتحديد موضع قيمة المنوال من التوزيعات التكرارية من خلال تحديد الفرق Δ بين تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئتين السابقة واللاحقة لها.

ويرمز للفرق الأول بالرمز Δ_1 ، والفرق الثانى بالرمز Δ_2 .

مثال : أوجد المنوال للتوزيع التكرارى التالى:

ف	ك
١٤ - ١٨	٣
١٨ - ٢٢	٤
٢٢ - ٢٦	١٧
٢٦ - ٣٠	١٢
٣٠ - ٣٤	١٠
٣٤ - ٣٨	٤
مجـ	٥٠

الحد الأدنى للفئة المنوالية (٢٢)

١٧ - ٤ = ١٣ Δ_1 الفرق الأول

١٧ - ١٢ = ٥ Δ_2 الفرق الثانى

الحل:

المنوال = الحد الأدنى للفئة المنوالية + $\frac{\text{الفرق الأول } (\Delta_1)}{\text{الفرق الأول } (\Delta_1) + \text{الفرق الثانى } (\Delta_2)}$ × طول الفئة (ل)

المنوال = ١٨ + $\frac{١٣}{١٣ + ٥}$ × ٤

= ١٨ + ٣,٦١ = ٢١,٦١

ب - طريقة الرافعة:

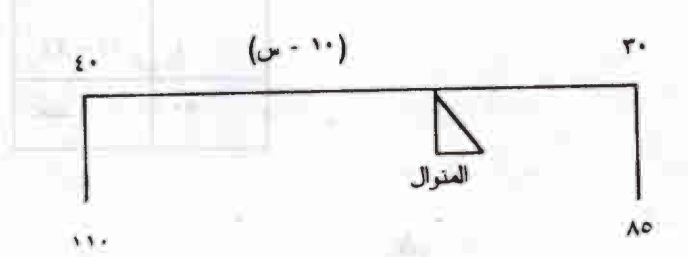
مثال : أوجد قيمة المنوال من التوزيع التكرارى التالى باستخدام طريقة الرافعة:

(ف)	٢٠–٣٠	٣٠–٤٠	٤٠–٥٠	٥٠–٦٠	٦٠–٧٠	٧٠–٨٠	٨٠–٩٠	مجـ
(ك)	٨٥	١٢٠	١١٠	٦٧	٤٩	٢١	٦	٤٥٨

الحل:

١ - يتم البحث عن الفئة المنوالية وغالباً ما تكون أمام أكبر تكرار وبالتالى فالفئة المنوالية هنا هى (٣٠ - ٤٠)

٢ - يتم تمثيل هذه الفئة على خط مستقيم (رافعة) لها مركز على الطرف الأيمن نضع تكرار الفئة قبل المنوالية (القوة)، وتكرار الفئة بعد المنوالية على الطرف الأيسر.



قانون المنوال = القوة × ذراعها = المقاومة × ذراعها

٨٥ × س = ١١٠ (١٠ – س)

٨٥ س = ١١٠٠ – ١١٠ س

بالتحويل للطرف الأيمن مع تغيير الإشارة :

٨٥ س + ١١٠ س = ١١٠٠

١٩٥ س = ١١٠٠

$$س = \frac{١١٠٠}{١٩٥} = ٥,٦٤$$

∴ قيمة المنوال = الحد الأدنى للفئة المنوالية + س

= ٣٠ + ٥,٦٤ = ٣٥,٦٤

لاحظ أن قيمة المنوال لن تتخطى الحد الأعلى للفئة المنوالية وهى القيمة ٤٠ .

إيجاد المنوال من الجداول التكرارية غير المنتظمة :

قد يجد الباحث نفسه أمام جدول تكرارى غير منتظم الأطوال أى أن فئاته أطوالها غير منتظمة، وإذا أراد أن يحصل منه على المنوال فلابد له أن يستحدث خانتين جديدتين تضاف إلى الجدول الأصلى وهما خانة تمثل أطوال الفئات والخانة الأخرى يوضح فيها التكرار المعدل. وقبل أن نشرع فى عرض مثال لتوضيح ذلك نؤكد على تعديل التكرار يتم على النحو التالى وفق هذه الصيغة :

$$\frac{\text{قيمة التكرار}}{\text{طول الفئة المناظر}}$$

$$\text{أى التكرار المعدل} = \frac{\text{ك}}{\text{ل المناظرة}}$$

مثال ذلك : أوجد قيمة المنوال من الجدول التكرارى التالى:

(ف)	٥ – ٣٥	٣٥–٥٥	٥٥–٦٥	٦٥–٩٠	٩٠–١٠٠	١٠٠–١٢٥	مجـ
(ك)	١٥	٢٠	٤٠	١٢	٧	٦	١٠٠

الحل :

نظراً لأن أطوال فئات هذا الجدول غير منتظمة فيتم عمل الآتى:

ف	ك	طول الفئة	التكرار المعدل = $\frac{ك}{ل}$
٥ – ٣٥	١٥	٣٠	٠.٥
٣٥ – ٥٥	٢٠	٢٠	١,٠٠ ($Δ_1$ ٣)
٥٥ – ٦٥ (٥٥: الحد الأدنى للفئة المنوالية)	٤٠	١٠	٤,٠٠
٦٥ – ٩٠	١٢	٢٥	٠,٤٨ ($Δ_2$ ٣,٥٢)
٩٠ – ١٠٠	٧	١٠	٠.٧
١٠٠ – ١٢٥	٦	٢٥	٠.٢٤
مجـ	١٠٠		

- الفئة المنوالية = ٥٥ – ٦٥ وهى الفئة المناظرة لأكبر تكرار

- نستخدم القانون الآتى:

$$\text{الحد الأدنى للفئة المنوالية} + \frac{Δ_1}{Δ_1 + Δ_2} \times ل$$

$$٥٥ + \frac{٣}{٣ + ٣,٥٢} \times ١٠$$

$$٥٥ + ٤,٦٠ = ٥٩,٦٠$$

لاحظ أننا استخدمنا طول الفئة ١٠ وهو المناظر للفئة المقابلة لأكبر تكرار.

إيجاد المنوال عن طريق الرسم:

يمكن إيجاد المنوال عن طريق الرسم باستخدام المدرج التكرارى ويمكن توضيح ذلك من خلال المثال الآتى:

ف	٣ -	٦ -	٩ -	١٢ -	١٥	مج
ك	٥	٦	٧	٦	٣	٢٧

نقوم برسم المدرج التكرارى لهذا الجدول ويفضل أن نكتفى برسم جزء من هذا المدرج يمثل الفئة المنوالية (أمام أكبر تكرار) والفئة التى يسبقها والفئة التى تليها وفق الخطوات التالية:

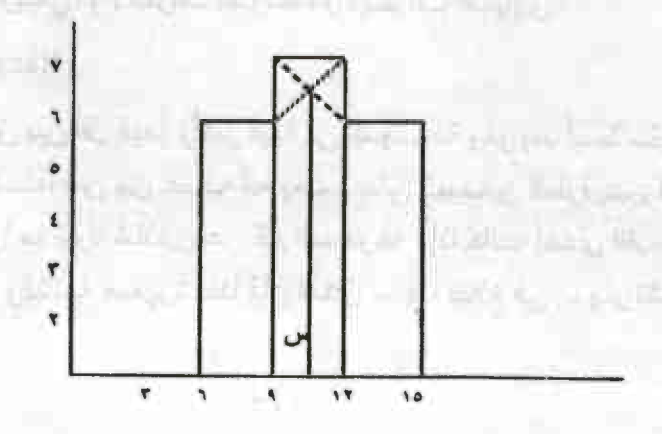
١ - نقوم برسم تكرار الفئة المنواليـة وتكرار الفئة التى قبلها والتى بعدها فقط.

٢ - نقوم بإيصال الطرف الأيمن لقمة الفئة بعد المنوالية بالطرف الأيمن لقمة الفئة المنوالية وذلك بمد خط بينهما.

٣ - نقوم بإيصال الطرف الأيسر لقمة الفئة بعد المنوالية بالطرف الأيسر لقمة الفئة المنوالية وذلك عن طريق مد خط بينهما.

٤ - بعد عملية التوصيل كما فى الخطوة ٢ ، ٣ سوف نجد أن الخطين تقاطعا فى نقطة نسقط منها عموداً يمتد حتى المحور الأفقى الخاص بالفئات.

٥ - تعتبر نقطة سقوط المستقيم على المحور الأفقى هى قيمة المنوال.



∴ يتم حساب عدد المربعات ما بين الحد الأدنى للفئة التى سقط عندها العمود وحسب مقياس الرسم تحسب هذه القيم، وبالتالى تكون قيمة المنوال = الحد الأدنى للفئة المنوالية + س

= ٩ + ١,٥

= ١٠,٥

مقاييس التشتت Dispersion :

تدلنا مقاييس النزعة المركزية على القيم المتوسطة للبيانات العددية أو على تجمعها. وهذه المقاييس وحدها لاتكفى لمعرفة الصفات الإحصائية اللازمة لوصف الظاهرة، فقد تكون الفروق بين الدرجات قليلة أو قد تكون كبيرة رغم تساوى قيم المتوسطات فى كلتا الحالتين. بمعنى أننا قد نجد مفردات إحدى المجموعتين متجمعة حول متوسط المجموعة بينما مفردات المجموعة الأخرى منتشرة ومتباعدة عن متوسطها وعندئذ يقال أن المجموعة الأولى أقل تشتتاً من المجموعة الثانية. وعلى ذلك فالتشتت فى أى مجموعة من القيم يقصد به درجات التفاوت أو الاختلاف بين قيم هذه المجموعة فإذا كانت قيم المجموعة متقاربة من بعضها البعض يكون التشتت صغيراً وإذا كانت متباعدة عن بعضها البعض أى متباينة يكون التشتت كبيراً. وتوجد عدة مقاييس تصلح لقياس درجة التشتت أهمها : المدى، الإنحراف الربيعى، والانحراف المتوسط، والانحراف المعيارى.

١ - المدى Range :

هو الفرق بين أقل قيمة وأكبر قيمة فى المجموعة وهو يعد أبسط مقياس لحساب التشتت، لكن من عيوبه أنه يعتمد على القيمتين الطرفيتين فقط واللتين كثيراً ما تكونا شاذتين عن قيم المجموعة فإذا كانت إحدى القيمتين كبيرة جداً، والثانية صغيرة جداً فإن المدى سوف يبالغ فى إظهار تشتت

المجموعة، وسيظهره على غير حقيقته. ويكون المدى مضللاً في حالة مقارنة المجموعات التى يختلف عدد مفرداتها اختلافاً كبيراً. ذلك بالإضافة إلى صعوبة حسابه من الجداول التكرارية وبخاصة الجداول المفتوحة.

ونطرح المثال الآتى لتوضيح ذلك:

من خلال حصر الدخل الشهرى لعشرة عمال بالجنيه تبين الآتي:

٥٠ ، ١٢٠ ، ١٤٠ ، ٢٥٠ ، ١٣٠ ، ١١٠ ، ٢٠ ، ٢٤٠ ، ٢٠٠ ، ٩٠

نلاحظ أن أصغر قيمة هي درجة العامل رقم (٧) وهى الدرجة ٢٠ ، وأن أكبر قيمة هي درجة العامل رقم (٤) وهى الدرجة ٢٥٠ .

فالمدى يساوى : المدى المطلق = أكبر قيمة – أصغر قيمة

= ٢٥٠ – ٢٠ = ٢٣٠ جنيه

٢ - الإنحراف الربيعي Quartile Deviation :

من أهم عيوب المدى اعتماده على القيم الطرفية التى غالباً ما تكون متطرفة، ويمكن التغلب على هذا العيب بحذف بعض القيم؛ فإذا أهملنا الربيع الأول والربيع الأخير من هذه القيم فإنه يمكن الحصول على مقياس للتشتت يعتبر أفضل من المدى ويعتمد فى حسابه على كل من الربيعين الأدنى والأعلى ويسمى بالإنحراف الربيعى وهو عبارة عن نصف المدى الربيع أى أن:

$$\text{الإنحراف الربيعى} = \frac{\text{الربيع الأعلى} - \text{الربيع الأدنى}}{٢}$$

ومن أهم ما يتميز به الانحراف الربيعي هو أنه يمكن إيجاده من الجداول التكرارية المفتوحة والمغلقة ، بالإضافة إلى حسابه بيانيا من خلال رسم المنحنى التكرارى الصاعد أو الهابط .

مثال : من الجدول التكرارى التالى أوجد قيمة الإنحراف الربيعى:

ف	١٠ -	١٥ -	٢٠ -	٢٥ -	٣٠ -	٣٥ -	٤٠-٤٥	مج
ك	٤	٩	١٢	١٠	٥	٤	٦	٥٠

الحل:

ف	ك	حدود الفئات	ك.م.ص
		أقل من ١٠	صفر
١٠ -	٤	أقل من ١٥	٤
١٥ -	٩	أقل من ٢٠	١٣
٢٠ -	١٢	أقل من ٢٥	٢٥
٢٥ -	١٩	أقل من ٣٠	٣٥
٣٠ -	٥	أقل من ٣٥	٤٠
٣٥ -	٤	أقل من ٤٠	٤٤
٤٠ — ٤٥	٦	أقل من ٤٥	٥٠
مج	٥٠		

ترتيب الربيع الأدنى = $\frac{\text{مجـ ك}}{٤} = \frac{٥٠}{٤} = ١٢,٥$

ترتيب الربيع الأعلى = $\frac{٥٠}{٤} \times ٣ = ٣٧,٥$

قيمة الربيع الأدنى =

الحد الأدنى لفئة الربيع الأدنى + $\frac{\text{ترتيب الربيع الأدنى – ك. م. ص سابق}}{\text{ك . م . ص لاحق – ك. م . ص سابق}} \times$ ل

$$= ١٥ + \frac{١٢,٥ - ٤}{١٣ - ٤} \times ٥$$

$$= ١٥ + \frac{٨,٥}{٩} \times ٥$$

$$= ١٥ + ٤,٧٢ = ١٩,٧٢$$

قيمة الربيع الأعلى =

$$\text{الحد الأدنى لفئة الربيع الأعلى} + \frac{\text{ترتيب الربيع الأعلى} - \text{ك. م. ص سابق}}{\text{ك. م. ص لاحق} - \text{ك. م. ص سابق}} \times \text{ل}$$

$$= ٣٠ + \frac{٣٧,٥ - ٣٥}{٤٠ - ٣٥} \times ٥$$

$$= ٣٠ + \frac{٢,٥}{٥} \times ٥$$

$$= ٣٠ + ٢,٥ = ٣٢,٥$$

الانحراف المتوسط Mean Deviation :

وجدنا فى نصف المدى الربيعى أنه يقتصر على القيم التى فى وسط التوزيع مهملاً القيم التى فى طرف التوزيع. وهذا عيب لايمكن إغفاله ولذلك فلابد من مقياس للتشتت يضع فى اعتباره كل القيم وهذا الشرط يتوافر فى كل من الإنحراف المتوسط، والإنحراف المعيارى، مع ملاحظة أن حساب الانحراف المتوسط يعتمد فى حسابه على إهمال الإشارات كما سنرى أما الانحراف المعيارى فيتم حسابه دون إهمال الإشارات ويتغلب على ذلك بتربيع القيم تحسباً لأى خلل ينتج عن إهمال الإشارة.

إيجاد الإنحراف المتوسط من القيم الخام :

مثال : أوجد الإنحراف المتوسط للقيم الآتية:

٣ ، ٥ ، ٧ ، ٩ ، ١١

يستخدم القانون التالى:

الانحراف المتوسط = $\frac{\text{مجـ} |س - \bar{س}|}{ن}$

= $\frac{\text{مجموع القيم - الوسط الحسابى}}{\text{عدد القيم}}$

مع ملاحظة : | | تعنى إهمال الإشارة

- نقوم أولاً بحساب المتوسط الحسابى لهذه القيم باستخدام العلاقة $\frac{\text{مجـ س}}{ن}$

$\bar{س} = \frac{٣ + ٥ + ٧ + ٩ + ١١}{٥} = \frac{٣٥}{٥} = ٧$

ثم يتم طرح قيمة الوسط الحسابى ($\bar{س}$) من كل قيمة على حدة مع إهمال الإشارة.

٣ - ٧ = ٤
٥ - ٧ = ٢
٧ - ٧ = صفر
٩ - ٧ = ٢
١١ - ٧ = ٤

المجموع ← ١٢

الانحراف المتوسط = $\frac{\text{مجـ} |س - \bar{س}|}{ن} = \frac{١٢}{٥} = ٢,٤$

هذه القيم تنحرف عن المتوسط بمقدار ٢,٤

إيجاد الانحراف المتوسط من الجداول التكرارية :

أوجد الانحراف المتوسط من الجدول التكرارى التالى:

ف	٨-	١٠-	١٢-	١٤-	١٦-	١٨-	٢٠-	٢٢-	٢٤-٢٦	٢٦-٢٨	مجـ
ك	٥	١٢	١٥	١٨	١٥	١٧	١٩	١١	٤	٦	١٣٠

الحل:

ف	ك	س	ح̄	ح̄ك	س - س̄	س - س̄ × ك
٨ -	٥	٩	٤-	٢٠-	٩	٤٥
١٠ -	١٢	١١	٣-	٣٦-	٧	٨٤
١٢ -	١٥	١٣	٢-	٣٠-	٥	٧٥
١٤ -	١٨	١٥	١-	١٨-	٣	٥٤
١٦ -	١٥	١٧	صفر	صفر	١	١٥
١٨ -	١٧	١٩	١	١٧	١	١٧
٢٠ -	١٩	٢١	٢	٣٨	٣	٥٧
٢٢ -	١١	٢٣	٣	٣٣	٥	٥٥
٢٤ -	٩	٢٥	٤	٣٦	٧	٦٣
٢٦ - ٢٨	٩	٢٧	٥	٤٥	٩	٨١
	١٣٠			١٠٤- ١٦٩ — ٦٥		٥٤٦

خطوات حساب الانحراف المتوسط:

١ - حساب المتوسط الحسابى باستخدام العلاقة

$$\bar{س} = أ + \frac{مجـ\ \bar{ح}ك}{مجـ\ ك} \times ل$$

$$١٧ + \frac{٦٥}{١٣٠} \times ٢$$

$$١٧ + ١ = ١٨$$

٢ - يتم طرح قيمة الوسط الحسابى (س̄) من قيم (س) مراكز الفئات ووضع ذلك فى خانة (س - س̄).

٣ – يتم ضرب القيم الموجودة فى خانة (س – $\bar{س}$) فى خانة التكرار (ك) ثم يتم جمع الناتج.

٤ – يتم قسمة ناتج جمع خانة س – $\bar{س}$ × ك على مجموع التكرارات من خلال العلاقة :

$$\text{الانحراف المتوسط} = \frac{\text{مجـ}|س - \bar{س}|ك}{\text{مجـ ك}} = \frac{٥٤٦}{١٣٠} = ٤,٢$$

طريقة الانحراف المعياري :

الانحراف المعيارى (ع) هو أهم وأدق مقاييس التشتت المعروفة حول الوسط الحسابى ($\bar{س}$) ، وأكثرها استخداماً فى علم الاحصاء.

(أ) البيانات غير مبوبة :

الصيغة الأولي (باستخدام انحرافات القيم عن الوسط الحسابى)

بالتعريف ع = جذر تربيعى متوسط مربعات انحرافات قيم مفردات المجموعة عن الوسط الحسابى (س)

$$= \sqrt{\frac{\text{مجـ}(س - \bar{س})^2}{ن}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ } خ_{\bar{س}}^2}{ن}}$$

وبوضع (ن – ١) بدلاً من (ن) نحصل على :

$$ع = \sqrt{\frac{\text{مجـ}(س - \bar{س})^2}{ن - ١}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ } خ_{\bar{س}}^2}{ن - ١}}$$

حيث ن – ١ = درجات الحرية

هذه الصيغة تستخدم لتعريف الانحراف المعيارى (ع) ، ولا تستعمل عادة فى حساب ($ع^2$) لصعوبة العمليات الحسابية.

ويلاحظ أننا ربعنا الانحرافات للتخلص من الإشارات السالبة، ثم استخرجنا الجذر التربيعي للرجوع إلى الوحدات الأصلية.

$$\text{بالتعريف } ع^2 = \text{التباين} = \frac{\text{مجـ}(س - \bar{س})^2}{ن - 1} = \frac{\text{مجـ } خ^2_{\bar{س}}}{ن - 1}$$

وإذا طبقنا هذه الصيغة على مجموعة الأعمار: ٣٧، ٤٥، ٤٢، ٤١، ٥١، نحصل على:

$\bar{س} = ٤٣,٢$ سنة

ن - ١ = ٥ - ١ = ٤

$$ع = \sqrt{\frac{\text{مجـ}(س - \bar{س})^2}{ن - 1}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ } خ^2_{\bar{س}}}{ن - 1}}$$

$$= \sqrt{\frac{(٣٧ - ٤٣,٢)^2 + (٤٥ - ٤٣,٢)^2 + (٤٢ - ٤٣,٢)^2 + (٤١ - ٤٣,٢)^2 + (٥١ - ٤٣,٢)^2}{٤}}$$

$$= \sqrt{\frac{٦,٢^2 + ١,٨^2 + ١,٢^2 + ٢,٢^2 + ٧,٨^2}{٤}}$$

$$= \sqrt{\frac{٣٨,٤٤ + ٣,٢٤ + ١,٤٤ + ٤,٨٤ + ٦٠,٨٤}{٤}} = \sqrt{\frac{١٠٨,٨}{٤}}$$

$= \sqrt{٣٧,٢} = ٥,٢٢$ سنة

الصيغة الثانية (باستخدام القيم على حالتها)

$$ع = \sqrt{\frac{ن \text{ مجـ } س^2 - \text{مجـ}(س)^2}{ن(ن - 1)}}$$ هذه الصيغة أفضل بكثير من الأولى، وتستخدم عندما تكون قيم (س) صغيرة.

بما أن (ع) دائماً موجبة، فلابد أن تكون دائماً الكمية:

$$ن\ مجـ\ س^2 > (مجـ\ س)^2$$

وبتطبيق هذه الصيغة على مثال الأعمار السابق، نحصل على :

$$ع = \sqrt{\frac{ن\ مجـ\ س^2 - مجـ\ (س)^2}{ن\ (ن - ١)}}$$

$$= \sqrt{\frac{٥\ (٣٧^2 + ٤٥^2 + ٤٢^2 + ٤١^2 + ٥١^2) - (٣٧ + ٤٥ + ٤٢ + ٤١ + ٥١)^2}{٥\ (٥ - ١)}}$$

$$= \sqrt{\frac{(٥ \times ٩٤٤٠) - (٢١٦)^2}{٥ \times ٤}} = \sqrt{\frac{٤٧٢٠٠ - ٤٦٦٥٦}{٢٠}}$$

$$= \sqrt{\frac{٥٤٤}{٢٠}} = \sqrt{٢٧,٢}$$ = ٥,٢٢ سنة. وهو نفس الناتج السابق.

$ع^2$ = التباين = ٢٧,٢ سنة. وهو نفس الناتج السابق.

الصيغة الثالثة (باستخدام انحرافات القيم عن أصغر قيمة فى المجموعة).

لنفرض أن :

أ = أصغر قيمة فى المجموعة.

س = س – ١ = انحراف أى قيمة عن أصغر قيمة فى المجموعة.

$$ع = \sqrt{\frac{ن\ مجـ\ س^2 - (مجـ\ س)^2}{ن\ (ن - ١)}}$$

هذه الصيغة تستعمل لتسهيل العمليات الحسابية، عندما تكون قيم (س) كبيرة.

بما أن (ع) دائماً موجبة، فلابد أن تكون دائماً الكمية :

$$ن\ مجـ\ س^2 > (مجـ\ س)^2$$

وبتطبيق هذه الصيغة على مثال الأعمار السابق، نحصل على:

أ = ٣٧

$$\text{ع} = \sqrt{\frac{\text{ن مجـ س}^{\text{٢}} - (\text{مجـ س})^{\text{٢}}}{\text{ن (ن} - \text{١)}}}$$

$$= \sqrt{\frac{\text{٥}(\text{٨}^{\text{٢}} + \text{٥}^{\text{٢}} + \text{٤}^{\text{٢}} + \text{١٤}^{\text{٢}}) - (\text{٨} + \text{٥} + \text{٤} + \text{١٤})^{\text{٢}}}{\text{٥ (٥} - \text{١)}}}$$

$$= \sqrt{\frac{(\text{٥} \times \text{٢٠١}) - (\text{٣١})^{\text{٢}}}{\text{٥} \times \text{٤}}} = \sqrt{\frac{\text{١٠٠٥} - \text{٩٦١}}{\text{٢٠}}}$$

$$= \sqrt{\frac{\text{٥٤٤}}{\text{٢٠}}} = \sqrt{\text{٢٧,٢}}$$

= ٥,٢٢ سنة. وهو نفس الناتج السابق.

$\text{ع}^{\text{٢}}$ = التباين = ٢٧,٢ سنة. وهو نفس الناتج السابق.

(ب) البيانات مبوبة:

الصيغة الأولى (باستخدام انحرافات مراكز الفئات عن الوسط الحسابى).

$$\text{ع} = \sqrt{\frac{\text{مجـ (س} - \bar{\text{س}})^{\text{٢}}\text{ ك}}{\text{ن} - \text{١}}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^{\text{٢}}_{\bar{\text{س}}}\text{ ك}}{\text{ن} - \text{١}}}$$

$$\text{ع}^{\text{٢}} = \text{التباين} = \frac{\text{مجـ (س} - \bar{\text{س}})^{\text{٢}}\text{ ك}}{\text{ن} - \text{١}} = \frac{\text{مجـ ح}^{\text{٢}}_{\bar{\text{س}}}\text{ ك}}{\text{ن} - \text{١}}$$

ويوضح الجدول الآتى الطريقة لإيجاد الانحراف المعيارى لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب فى مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام المعلومات المدرجة (بجدول ٤) والصيغة الأولى.

طريقة إيجاد الانحراف المعياري
لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب في مدة شهر
بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام الصيغة الأولي

ف	ك	س	س ك	س - س̄ ح س	(س - س̄)^{٢} ح س^{٢}	(س - س̄)^{٢} ك ح س ك
٥ -	٤	١٥	٦٠	٦٤ -	٤٠٩٦	١٦٣٨٤
٢٥ -	٦	٣٥	٢١٠	٤٤ -	١٩٢٦	١١٦١٦
٤٥ -	١٥	٥٥	٨٢٥	٢٤ -	٥٧٦	٨٦٤٠
٦٥ -	٢٢	٧٥	١٦٥٠	٤ -	١٦	٣٥٢
٨٥ -	١٣	٩٥	١٢٣٥	١٦	٢٥٦	٣٣٢٨
١٠٥ -	٧	١١٥	٨٠٥	٢٦	١٢٩٦	٩٠٧٢
١٢٥ -	٥	١٣٥	٦٧٥	٥٦	٣١٣٦	١٥٦٨٠
١٤٥-١٦٥	٣	١٥٥	٤٦٥	٧٦	٥٧٧٦	١٧٣٢٨
	٧٥		٥٩٢٥			٨٢٤٠٠
	=مجـ ك =ن		=مجـ ك =ن			= مجـ(س-س̄)^{٢}ك = .

س̄ = مجـ س ك / ن = ٥٩٢٥ / ٧٥ = ٧٩ متراً

ع = $\sqrt{\frac{\text{مجـ (س - س̄)}^{٢}\text{ ك}}{\text{ن - ١}}}$ = $\sqrt{\frac{\text{مجـ ح}_{\text{س}}^{٢}\text{ ك}}{\text{ن - ١}}}$ = $\sqrt{\frac{٨٢٤٠٠}{٧٤}}$ = $\sqrt{١١١٣,٥١٣٥}$

= ٣٣,٣٧

ع^{٢} = التباين = ١١١٣,٥١

الصيغة الثانية (باستخدام مراكز الفئات على حالتها)

$$ع = \sqrt{\frac{ن\ مجـ\ س^{٢}\ ك - (مجـ\ س\ ك)^{٢}}{ن\ (ن - ١)}}$$

هذه الصيغة أفضل بكثير من الأولى، وتستخدم عندما تكون قيم (س) صغيرة.

بما أن (ع) دائماً موجبة، فلابد أن تكون دائماً الكمية :

$ن\ مجـ\ س^{٢}\ ك > (مجـ\ س\ ك)^{٢}$

ويوضح الجدول التالى الطريقة لإيجاد الانحراف المعيارى لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب فى مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام المعلومات المدرجة (بجدول ٤) والصيغة الثانية.

طريقة إيجاد الانحراف المعياري
لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب في مدة شهر
بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام الصيغة الثانية

ف	ك	س	س ك	$س^{٢}$	$س^{٢}ك$
٥ –	٤	١٥	٦٠	٢٢٥	٩٠٠
٢٥ –	٦	٣٥	٢١٠	١٢٢٥	٧٣٥٠
٤٥ –	١٥	٥٥	٨٢٥	٣٠٢٥	٤٥٣٧٥
٦٥ –	٢٢	٧٥	١٦٥٠	٥٦٢٥	١٢٣٧٥٠
٨٥ –	١٣	٩٥	١٢٣٥	٩٠٢٥	١١٧٣٢٥
١٠٥ –	٧	١١٥	٨٠٥	١٣٢٢٥	٩٢٥٧٥
١٢٥ –	٥	١٣٥	٦٧٥	١٨٢٢٥	٩١١٢٥
١٤٥–١٦٥	٣	١٥٥	٤٦٥	٢٤٠٢٥	٧٢٠٧٥
	٧٥		٥٩٢٥		٥٥٠٤٧٥
	= مجـ ك = ن		= مجـ ك س		$= مجـ\ س^{٢}ك$

$$ع = \sqrt{\frac{ن\ مجـ\ س^{٢}\ ك - مجـ\ (س\ ك)^{٢}}{ن\ (ن - ١)}}$$

$$= \sqrt{\frac{(٧٥ \times ٥٥٠٤٧٥) - (٥٩٢٥)^{٢}}{٧٥\ (٧٥ - ١)}}$$

$$= \sqrt{\frac{٤١٢٨٥٦٢٥ - ٣٥١٠٥٦٢٥}{٧٥ \times ٧٤}} = \sqrt{\frac{٦١٨٠٠٠٠}{٥٥٥٠}}$$

$$= \sqrt{١١١٣,٥١٣٥} = ٣٣,٣٧$$

وهو نفس الناتج السابق.

$ع^{٢}$ = التباين = ١١١٣,٥١ وهو نفس الناتج السابق.

الصيغة الثالثة (باستخدام انحرافات مراكز الفئات عن الوسط الفرضى).

$$ع = \sqrt{\frac{ن\ مجـ\ ح_{و}^{٢}\ ك - (مجـ\ ح_{و}\ ك)^{٢}}{ن\ (ن - ١)}}$$

هذه الصيغة أفضل من الأولى والثانية لأنها تسهل العمليات الحسابية.

بما أن (ع) دائماً موجبة ؛ فلابد أن تكون دائماً الكمية:

$ن\ مجـ\ ح_{و}ك > (مجـ\ ح_{و}\ ك)^{٢}$

ويوضح الجدول التالى الطريقة لإيجاد الانحراف المعيارى لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب فى مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام المعلومات المدرجة (بجدول ٤) والصيغة الثالثة.

طريقة إيجاد الانحراف المعياري
لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب في مدة شهر
بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام الصيغة الثالثة

ف	ك	س	حو	حو ك	حو²	حو² ك
٥ -	٤	١٥	٦٠ -	٢٤٠ -	٣٦٠٠	١٤٤٠٠
٢٥ -	٦	٣٥	٤٠ -	٢٤٠ -	١٦٠٠	٩٦٠٠
٤٥ -	١٥	٥٥	٢٠ -	٣٠٠ -	٤٠٠	٦٠٠٠
٦٥ -	٢٢	٧٥ = و	صفر	صفر	صفر	صفر
٨٥ -	١٣	٩٥	٢٠	٢٦٠	٤٠٠	٥٢٠٠
١٠٥ -	٧	١١٥	٤٠	٢٨٠	١٦٠٠	١١٢٠٠
١٢٥ -	٥	١٣٥	٦٠	٣٠٠	٣٦٠٠	١٨٠٠٠
١٤٥-١٦٥	٣	١٥٥	٨٠	٢٤٠	٦٤٠٠	١٩٢٠٠
	٧٥ = مجـ ك = ن			١٠٨٠		٨٣٦٠٠ = مجـ حو² ك
				٧٨٠ -		
				٣٠٠ = مجـ حو ك		

$$\text{ع} = \sqrt{\frac{\text{ن مجـ ح}^{2}_{\text{و}}\text{ك} - (\text{مجـ حو ك})^{2}}{\text{ن (ن} - \text{١)}}}$$

$$= \sqrt{\frac{(\text{٧٥} \times \text{٨٣٦٠٠}) - (\text{٣٠٠})^{2}}{\text{٧٥ (٧٥} - \text{١)}}} = \sqrt{\frac{\text{٦١٨٠٠٠٠}}{\text{٥٥٥٠}}}$$

$$= \sqrt{\text{١١١٣,٥١٣٥}} = \text{٣٣,٣٧}$$

وهو نفس الناتج السابق.

$ع^2$ = التباين = ١١١٣,٥١ وهو نفس الناتج السابق.

الصيغة الرابعة (باستخدام انحرافات مراكز الفئات عن أصغر مركز فئة).

تستخدم هذه الطريقة فى التوزيعات التكرارية المنتظمة فقط لتسهيل العمليات الحسابية إلى أقصى حد ممكن ومنعاً لظهور الإشارات السالبة.

لنفرض أن :

أ = أصغر مركزة فئة = ١٥ فى المثال

ل = طول الفئة = ٢٠ فى المثال

$$س = \frac{س - أ}{ل}$$

$$ع_{س} = \sqrt{\frac{ن\ مجـ\ س^2\ ك - (مجـ\ س\ ك)^2}{ن(ن - ١)}}$$

بما أن ($ع_{س}$) دائماً موجبة ، فلابد أن تكون دائماً الكمية:

$ن\ مجـ\ س^2\ ك > (مجـ\ س\ ك)^2$

ويوضح الجدول التالى الطريقة لإيجاد الانحراف المعيارى لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب فى مدة شهر بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام المعلومات المدرجة (بجدول ٤) والصيغة الرابعة.

طريقة إيجاد الانحراف المعياري
لاستهلاك الغاز بالمتر المكعب في مدة شهر
بواسطة ٧٥ أسرة، باستخدام الصيغة الرابعة

ف	ك	س	س' = (س - أ) / ل	س ك	س² ك
٥ - (ل = ٢٠)	٤	١٥	صفر	صفر	صفر
٢٥ -	٦	٣٥	١	٦	٦
٤٥ -	١٥	٥٥	٢	٣٠	٦٠
٦٥ -	٢٢	٧٥	٣	٦٦	١٩٨
٨٥ -	١٣	٩٥	٤	٥٢	٢٠٨
١٠٥ -	٧	١١٥	٥	٣٥	١٧٥
١٢٥ -	٥	١٣٥	٦	٣٠	١٨٠
١٤٥-١٦٥	٣	١٥٥	٧	٢١	١٤٧
	٧٥ = مجـ ك = ن			٢٤٠ = مجـ س ك	٩٧٤ = مجـ س² ك

$$\text{ع} = \sqrt{\frac{\text{ن مجـ س}^{2}\text{ ك} - (\text{مجـ س ك})^{2}}{\text{ن}(\text{ن} - ١)}}$$

$$= \sqrt{\frac{(٧٥ \times ٩٧٤) - (٢٤٠)^{2}}{٧٥\,(٧٥ - ١)}}$$

$$= \sqrt{\frac{٧٣٠٥٠ - ٥٧٦٠٠}{٥٥٥٠}} = \sqrt{\frac{١٥٤٥٠}{٥٥٥٠}}$$

$$\text{ع} = \text{ل ع س} = ٢٠ \sqrt{\frac{١٥٤٥٠}{٥٥٥٠}} = \sqrt{\frac{١٥٤٥٠ \times ٤٠٠}{٥٥٥٠}}$$

$$= \sqrt{\frac{٦١٨٠٠٠٠}{٥٥٥٠}} = \sqrt{١١١٣,٥١٣٥} = ٣٣,٣٧$$

وهو نفس الناتج السابق.

$\text{ع}^{٢}$ = التباين = ١١١٣,٥١ وهو نفس الناتج السابق.

ويلاحظ أن إيجاد الانحراف المعيارى فى التوزيع التكرارى غير المنتظم، لايستدعى تعديل التكرارات.

الدرجة المعيارية :

$$\text{الدرجة المعيارية (ح)} = \frac{\text{س} - \bar{\text{س}}}{\text{ع}}$$

وتمتاز الدرجة المعيارية بتحويل القيم الأصلية فى أى مجموعة إلى أعداد مجردة من وحدات القياس، حتى يمكن مقارنة هذه القيم فى المجموعات المختلفة.

خواص الدرجة المعيارية :

(أ) تنحصر قيمته ما بين -٣ ، +٣ فى جميع المجموعات.

(ب) وسطه الحسابى = صفر

(جـ) إنحرافه المعيارى = ١

معامل الاختلاف :

لمقارنة مجموعتين عدديتين [illegible] لابد من مقارنة وسطيهما الحسابى وإنحرافيهما المعيارى. غير أن وحدات هذه المقاييس مستمدة من وحدة

الظاهرة المبحوثة، بمعنى إذا كانت المجموعة العددية الأولى تحتوى على أعداد تمثل استهلاك الكهرباء بالكيلوات ساعة، فإن وحدة وسطها الحسابى وإنحرافها المعيارى ستكون بالكيلوات ساعة؛ فى حين لو كانت المجموعة العددية الثانية تحتوى على أعداد تمثل الأعمار بالسنين، فإن وحدة وسطها الحسابى وإنحرافها المعيارى ستكون بالسنة؛ وعلى هذا الأساس لايمكن مقارنة الوسطين الحسابيين والانحرافين المعياريين فى المجموعتين، نظراً لاختلاف وحدة القياس المستخدمة فى كل منهما. ولكى نتغلب على هذه العقبة، نستخدم معامل الاختلاف؛ وهو مقياس للمقارنة على شكل نسبة مئوية مجردة تماماً من وحدات القياس العادية. ولمعامل الاختلاف صيغتين:

(أ) الصيغة الأولى: (باستخدام الربيع الأعلى والأدنى).

$$\text{معامل الاختلاف} = \frac{\text{ر}_3 - \text{ر}_1}{\text{ر}_3 + \text{ر}_1} \times ١٠٠$$

(ب) الصيغة الثانية: (باستخدام الوسط الحسابى والانحراف المعيارى)

وهى أدق من الأولى وأكثر استعمالاً. معامل الاختلاف $= \frac{\text{ع}}{\bar{\text{س}}} \times ١٠٠$

وإذا طبقنا الصيغتين السابقتين على مثال إستهلاك الغاز، نحصل على :

$$\text{معامل الاختلاف} = \frac{\text{ر}_3 - \text{ر}_1}{\text{ر}_3 + \text{ر}_1} \times ١٠٠ = \frac{٩٩,٢٣ - ٥٦,٦٧}{٩٩,٢٣ + ٥٦,٦٧} \times ١٠٠$$

$$= \frac{٤٢,٥٦}{١٥٥,٩} \times ١٠٠ = ٢٧,٣\%$$

$$\text{معامل الاختلاف} = \frac{\text{ع}}{\bar{\text{س}}} \times ١٠٠ = \frac{٣٢,٨٧}{٧٩} \times ١٠٠ = ٤١,٦١\%$$

وبديهى أن الناتجين من الصيغتين السابقتين يختلفان، نظراً لاختلاف الأساس المستخدم فى كل منهما. لذلك عند مقارنة مجموعتين عدديتين، يجب استخدام نفس الصيغة لمعامل الاختلاف.

الالتواء:

ذكرنا سابقاً أن معظم قيم الظواهر الطبيعية فى المجتمعات المختلفة تتوزع على شكل توزيع تكرارى غير متماثل، مقارب للتوزيع التكرارى المعتدل.

وأن التوزيع التكرارى غير المتماثل، قد يكون ذات التواء موجب إذا كان منحنيه التكرارى ملتوياً ناحية اليسار فيكون س > الوسيط > المنوال . وقد يكون ذات التواء سالب إذا كان منحنيه التكرارى ملتوياً ناحية اليمين فيكون المنوال > الوسيط > س ولكن يهمنا عادة قياس درجة هذا الالتواء بإحدى الطرق الآتية:

(أ) طريقتي بيرسون:

$$\text{معامل الالتواء } (ى_{١}) = \frac{\bar{س} - \text{المنوال}}{\hat{ع}}$$

إذا كان الناتج موجباً ، فإن الالتواء سيكون ناحية اليسار؛ والعكس صحيح.

$$\text{معامل الالتواء } (ى_{٢}) = \frac{٣\ (\bar{س} - \text{الوسيط})}{ع}$$

إذا كان الناتج موجباً ، فإن الالتواء سيكون ناحية اليسار؛ والعكس صحيح.

وبتطبيق هاتين الصيغتين على مثال استهلاك الغاز (بجدول ٤)، نحصل على:

$$\text{معامل الالتواء } (ى_1) = \frac{\bar{س} - \text{المنوال}}{ع} = \frac{٧٩ - ٧٣.٧٥}{٣٢.٨٧} = \frac{٥.٢٥}{٣٢.٨٧} = ٠،١٦$$

بما أن الناتج موجب، فإن الالتواء ناحية اليسار.

معامل الالتواء $(ى_2)$ =

$$= \frac{٣\,(\bar{س} - \text{الوسيط})}{ع} = \frac{٣\,(٧٩ - ٧٣.٧٥)}{٣٢.٨٧} = \frac{٧.٩٢}{٣٢.٨٧} = ٠،٢٤$$

بما أن الناتج موجب، فإن الالتواء ناحية اليسار.

(ب) طريقة بولي:

$$\text{معامل الالتواء } (ى_3) = \frac{(ر_3 - \text{الوسيط}) - (\text{الوسيط} - ر_1)}{ر_3 - ر_1}$$

ثالثاً: اختبارات الدلالة الاحصائية:

تهدف اختبارات الدلالة الإحصائية إلى الكشف عن مدى اقتراب المقاييس الاحصائية للعينات من المقاييس الاحصائية للمجتمع الأصل، ولذلك فإن الثقة تزداد فى مقاييس العينة كلما اقتربت من أصلها أى أن الثقة فى مقاييس العينة تزداد كلما كان انحرافها عن مقاييس المجتمع الأصل صغيراً.

ويستخدم الخطأ المعيارى Standard Error الذى يدل على مدى الخطأ المحتمل لتلك المقاييس فى ابتعادها أو اقترابها من مقاييس المجتمع الأصلى. ويمكن استخدام الانحراف المعيارى أيضاً لهذا الغرض.

الخطأ المعياري لمتوسط العينة:

يقدر الخطأ المعيارى لمتوسط العينة العشوائية الواحدة بالجذر التربيعى لتبايـن المتـوسط ويكـون حساب الخطأ المعيـارى من إحـدى المعادلتين التاليتين:

المعادلة الأولي:

$$\text{الخطأ المعيارى} = \frac{ع}{\sqrt{ن}} \qquad (١)$$

حيث ع هى الانحراف المعيارى للعينة، ن هى عدد أفراد العينة.

المعادلة الثانية:

$$\text{الخطأ المعيارى} = \sqrt{\frac{مجـ ح^{٢}}{ن}} \qquad (٢)$$

حيث مجـ $ح^{٢}$ هى مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط، ن هى عدد أفراد العينة.

مثال:

إذا أخـذت عينة عشوائيـة مكونة من ١٠٠ طالب وحـسب المتـوسط الحسابى لنسب ذكائهم فكان ١١٥ وحسب الانـحراف المعيارى فكان ٢٦,٢٥ فاوجد الخطأ المعيارى؟

الحل:

$$\text{الخطأ المعيارى} = \frac{ع}{\sqrt{ن}}$$

$$\text{الخطأ المعيارى} = \frac{٢٦,٢٥}{\sqrt{١٠٠}} = ٢,٦٢٥$$

الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين:

أولاً : إذا كان المتوسطان مرتبطان :

إذا كان متوسطا درجات مجموعة من الطلاب فى اختبارين أحدهما للحساب والآخر الهندسة هما $\bar{س}_1$ ، $\bar{س}_2$ وكانت درجات الطلاب فى هذين المقررين مرتبطين وكان معامل الارتباط بينهما هو ر ، فإذا كان المعيارى لمتوسط درجات اختبار الحساب ع $\bar{س}_1$. وكان الخطأ المعيارى لمتوسط درجات اختبار الهندسة هو :

$$\text{الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين مرتبطين} = \sqrt{ع_{\bar{س}1}^2 + ع_{\bar{س}2}^2 - 2ر\, ع_{\bar{س}1} \times ع_{\bar{س}2}}$$

ثانياً : إذا كان المتوسطان غير مرتبطين :

إذا تم حساب متوسطى درجات مقرر الرياضيات لتلاميذ مدرستين أحدهما للبنين والأخرى للبنات فإنه لايمكن حساب العلاقة بين درجات البنين ودرجات البنات فى اختبار الرياضيات لأن الارتباط يعتمد على مقارنة درجات كل طالب فى كل مرة نختبره فيها ودرجاته فى المرة التى تليها. ويمكن اعتبار أن ر = صفر فى هذه الحالة.

وعليه فإننا عوضنا فى معادلة الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين مرتبطين عن قيمة ر = ٠ يكون الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين غير مرتبطين كما هو مبين فى المعادلة التالية:

$$\text{الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين غير مرتبطين} = \sqrt{\frac{ع^2 + ع^2}{س_1 - س_2}}$$

وفيما يلى نعرض لطرق حساب دلالة الفروق بين المتوسطين.

(١) النسبة الحرجة Critical Ratio :

لحساب دلالة الفرق بين متوسطين نحسب الخطأ المعيارى للفروق بين المتوسطين ثم نحسب النسبة الحرجة من المعادلة التالية:

$$\text{النسبة الحرجة} = \frac{\text{الفرق بين المتوسطين}}{\text{الخطأ المعيارى للفروق بين المتوسطين}}$$

فإذا كان المتوسطان مرتبطان فإن الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين يكون :

$$\sqrt{ع^{٢}_{\bar{س}١} + ع^{٢}_{\bar{س}٢} - ٢ر ع_{\bar{س}١} \times ع_{\bar{س}٢}}$$

حيث $\bar{س}^{١}$ ، $\bar{س}^{٢}$ هما متوسطى درجات أفراد المجموعتين فى اختبارين، هما الخطأن المعياريان للمتوسطين السابقين ، ر هو معامل الارتباط بين درجات الاختبارين.

$$\therefore \text{النسبة الحرجة} = \frac{\text{الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين مرتبطين}}{\sqrt{ع^{٢}_{\bar{س}١} + ع^{٢}_{\bar{س}٢} - ٢ر ع_{\bar{س}١} \times ع_{\bar{س}٢}}}$$

مثال:

إذا كان متوسط درجات مجموعتين مختلفتين من طلاب المدارس الثانوية فى اختبار الذكاء هى:

متوسط ذكاء المجموعة الأولى ١٠٩ وانحرافه المعيارى ١٧,٢ ومتوسط ذكاءالمجموعة الثانية هو ١١٣ وانحرافه المعيارى هو ١٦,٨ فاوجد النسبة الحرجة.

الحل:

المجموعتين غير مرتبطين لأنهما من مدرستين مختلفتين:

$$\text{النسبة الحرجة} = \frac{\bar{س}_2 - \bar{س}_1}{\sqrt{ع_{\bar{س}_2 - \bar{س}_1}}} = \frac{113 - 109}{\sqrt{(17.2)^2 + (16.8)^2}}$$

$$= \frac{4}{\sqrt{578.08}} = \frac{4}{24.043}$$

$$= 0.17$$

مثال:

إذا كان متوسطات درجات مجموعة من الطلاب فى اختبارين أحدهما للقراءة والآخر للتعبير هما ٣٤,٥ ، ٣٠,٦ على الترتيب وكان الخطأ المعيارى لدرجات الطلاب فى القراءة هو ٦,٢ والخطأ المعيارى لدرجات الطلاب فى التعبير هو ٤,٨ وكان معامل الارتباط بين درجات الطلاب فى اختبارى القراءة والتعبير هو ٠,٧ فما هى النسبة الحرجة.

الحل:

$$\text{النسبة الحرجة} = \frac{34.5 - 30.6}{\sqrt{(2.6)^2 + (4.8)^2 - 2 \times 0.7 \times 6.2 \times 0.8}}$$

$$= \frac{3.9}{\sqrt{61.480 - 41.664}}$$

$$= \frac{3.9}{\sqrt{19.816}} = \frac{3.9}{4.45}$$

$$= 0.87$$

اختبارات للفروق بين المتوسطات :

فى البحوث والدراسات التجريبية، يحصل الباحث على ملاحظات عن أفراد عينة البحث فإذا كان عدد هذه الملاحظات « ن » وكانت عينة الأفراد هى عينة عشوائية فإن تباين هذه العينة ($ع^2$) يمكن حسابه من المعادلة التالية:

$$ع^2 = مجـ \frac{(س - \bar{س})^2}{ن - ١}$$

وعدد درجات الحرية يساعد فى تحديد تباين العينة ومقدار درجات الحرية لعينة عدد أفرادها ن هى (ن - ١). وقبل شرح طرق حساب دلالة الفروق بين متوسطات باستخدام اختبار «ت» ينبغى على الباحث أن يتحقق من بعض الشروط الأساسية فى متغيرات بحثه.

الشروط الأساسية الواجب توافرها لاستخدام اختبار «ت» :

توجد عدة شروط أساسية ينبغى على الباحث أن يتحقق منها فى متغيرات بحثه قبل أن يستخدم اختبار «ت» فى حساب دلالة الفروق بين المتوسطات، وإلا فإن الناتج الذى يتوصل إليه الباحث لن يعبر عن الحقيقة. ولذلك فعلى الباحث أن يدرس متغيراته من النواحى التالية:

* حجم العينة.

* الفرق بين حجمى العينتين.

* مدى تجانس العينات.

* مدى اعتدالية التوزيع التكرارى لعينتى البحث.

وفيما يلى عرض موجز لهذه الجوانب:

(١) حجم العينة :

حيث أن اختبار «ت» يصلح للعينات الصغيرة (ن < ٥٠)، فإنه يصلح أيضاً للعينات الكبيرة والتى تصل فى بعض الأحيان إلى ١٠٠٠٠ أو أكثر من ذلك وحتى ما لا نهاية (∞).

(٢) الفرق بين عينتي البحث :

يجب ألا يكون الفرق بين عينتى البحث كبيراً جداً لأن حجم العينة يؤثر على مستوى دلالة «ت» وذلك لأن مستوى الدلالة يتأثر إلى حد كبير بدرجات الحرية.

(٣) مدي تجانس العينتين :

يقاس التجانس بمدى الفرق بين تباين العينتين ولا يقاس هذا الفرق بطرح التباين الأصغر من التباين الأكبر ولكن يقاس بقسمة التباين الأكبر على التباين الأصغر والنسبة الناتجة تسمى النسبة الفائية (ف) وترجع هذه التسمية إلى اسم واضعها وهو العالم فيشر Fisher.

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}} = \frac{\text{ع}^{٢}_{١}}{\text{ع}^{٢}_{٢}}$$

وتكون العينة متجانسة تماماً إذا كانت ف = ١ وتعتبر العينة متجانسة إذا كانت قيمة «ف» غير جوهرية.

(٤) مدي اعتدالية التوزيع التكراري لعينتي البحث :

معنى اعتدالية التوزيع التكرارى هو التحرر من الالتواء السالب أو الموجب والتوزيع الاعتدالى هو التوزيع الخالى من الالتواء. ويجب أن يكون التوزيعان التكراريان للعينتين اعتداليان.

وينحصر الالتواء بين -٣ و +٣ الذى يمكن حسابه من المعادلة التالية:

$$\text{الالتواء} = ٣ \frac{(\text{المتوسط} - \text{الوسيط})}{\text{الانحراف المعيارى}}$$

توزيع "ت" The "T" Distribution :

إذا كان متوسط مجتمع الأصل هو م وكان متوسط العينة هو $\bar{\text{س}}$ فإن المعادلة التى تحدد قيمة "ت" هى:

$$\text{ت} = \frac{\bar{\text{س}} - \text{م}}{\text{ع س}}$$ حيث ع س هو الخطأ المعيارى لمتوسط العينة.

قيمة " ت " الناتجة لها توزيع معروف يسمى توزيع " ت " ويحسب مستوى دلالة قيمة " ت " من الجداول.

الحالات المختلفة لحساب قيم " ت " :

(١) دلالة الفرق بين متوسطين غير مرتبطين لعينتين غير متساويتين فى عدد الأفراد.

طريقة الحساب :

* نوجد الفرق بين المتوسطين $\bar{\text{س}}_١ - \bar{\text{س}}_٢$

* نحسب الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين وتكون قيمته فى هذه الحالة كما يلى:

$$\text{الخطأ المعيارى} = \sqrt{\left(\frac{\text{ن}_١ \text{ع}_١^٢ + \text{ن}_٢ \text{ع}_٢^٢}{\text{ن}_١ + \text{ن}_٢ + \text{ن}_٢} \right) \left(\frac{١}{\text{ن}_١} + \frac{١}{\text{ن}_٢} \right)}$$

* نوجد قيمة "ت" المحسوبة وتساوى خارج قسمة الفرق بين المتوسطين على الخطأ المعيارى.

وتستخدم هذه الطريقة للأعداد الصغيرة والأعداد الكبيرة على السواء.

مثال (١٠ - ٤):

احسب قيمة «ت» لمتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن:

$\bar{س}_1 = ٦٠ ، \bar{س}_2 = ٥٠$

$ع^2_1 = ١٠ ، ع^2_2 = ١٥$

$ن_1 = ١٠٠ ، ن_2 = ١٢٠$

الحل:

$$ت = \frac{\bar{س}_1 - \bar{س}_2}{\sqrt{\left(\frac{ن_1 ع^2_1 + ن_2 ع^2_2}{ن_1 + ن_2 - ٢}\right)\left(\frac{١}{ن_1} + \frac{١}{ن_2}\right)}}$$

$$ت = \frac{٦٠ - ٥٠}{\sqrt{\left(\frac{١٠٠ \times ١٠ + ١٢٠ \times ١٥}{١٠٠ + ١٢٠ - ٢}\right)\left(\frac{١}{١٠٠} + \frac{١}{١٢٠}\right)}}$$

$$= \frac{١٠}{\sqrt{\frac{١٠٠ + ١٨٠٠ \; (٠,٠١ + ٠,٠٨)}{٢٢٠ - ٢}}}$$

$$= \frac{١٠}{\sqrt{٠,٠١٨ \times ١٢,٨٤٤}} = \frac{١٠}{\sqrt{٠,٢٣١٢}} = ٢٠,٧٩$$

(٢) دلالة الفرق بين متوسطين غير مرتبطين لعينتين متساوتين فى عدد الأفراد : لحساب قيمة «ت» فى هذه الحالة نتبع الخطوات السابقة ولكن باعتبار أن $ن_1 = ن_2 = ن$. فى معادلة الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين فتصبح قيمة ت هى:

$$ت = \frac{\bar{س}_1 - \bar{س}_2}{\sqrt{\frac{ع_1^2 + ع_2^2}{ن - ١}}}$$

مثال :

$\bar{س}_1 = ١٥٠$ ، $\bar{س}_2 = ١٨٠$

$ع^2_1 = ١٠٠$ ، $ع^2_2 = ١٠٠$

$ن_1 = ٢٠$ ، $ن_2 = ٣٠$

الحل :

$$ت = \frac{\bar{س}_1 - \bar{س}_2}{\sqrt{\frac{ع_1^2 + ع_2^2}{ن - ١}}}$$

$$ت = \frac{١٥٠ - ١٨٠}{\sqrt{\frac{(٢٠)^2 + (٣٠)^2}{١٠٠ - ١}}} = \frac{- ٣٠}{\sqrt{\frac{٤٠٠ + ٩٠٠}{٩٩}}}$$

$$= \frac{- ٣٠}{\sqrt{١٣,١٣١٣}} = \frac{- ٣٠}{\sqrt{٣,٦٢٤}} = - ٨,٢٧٨١$$

(٢) دلالة الفرق بين متوسطين غير متجانسين وغير مرتبطين:

مثال :

إذا كان متوسط نسبة ذكاء مجموعة من ٩٨ تلميذاً فى أحد المدارس الإعدادية هو ١٠٢ بانحراف معيارى قدره ١٤ وكان متوسط نسبة ذكاء مجموعة مكونة من ٧٢ تلميذة بأحد المدارس الإعدادية للبنات أيضاً هو ١٠٠ بانحراف معيارى قدره ١٢ فما قيمة «ت» للفرق بين المتوسطين؟

$$ت = \frac{\bar{س}_١ - \bar{س}_٢}{\sqrt{\frac{ع_١^٢}{ن_١} + \frac{ع_٢^٢}{ن_٢}}}$$

$$ت = \frac{١٠٢ - ١٠٠}{\sqrt{\frac{(١٤)^٢ + (١٢)^٢}{٩٨ + ٧٢}}} = \frac{٢}{\sqrt{\frac{١٦٩ + ١٤}{٩٨ + ٧٢}}}$$

$$= \frac{٢}{\sqrt{٢ + ٢}} = ١$$

(٤) دلالة الفرق بين متوسطين مرتبطين:

إذا أعيد إجراء نفس الاختبار على مجموعة الأفراد فى وقت آخر كما يفعل الباحث عند حساب ثبات اختبار بطريقة إعادة الاختبار فإننا نستخدم المعادلة التالية لحساب قيمة « ت » :

$$ت = \frac{\bar{س}_ف}{\sqrt{\frac{مجـ ح^2 ف}{ن(ن-1)}}}$$

حيث $\bar{س}_ف$ هى متوسط الفروق بين درجات المجموعتين.

مجـ $ح^2$ ف هى مجموع مربعات انحرافات الفروق بين الدرجات عن متوسطها هذه الطريقة تقتضى أن يكون عدد أفراد العينتين متساويتين وذلك لأن الدرجات المتناظرة فى العينتين مرتبطة.

$ن_1 = ن_2 = ن$

مثال:

إحسب قيمة «ت» للفرق بين متوسطى المجموعتين من الدرجات الموضحة بالجدول التالى:

$س_1$	١٥	١٩	١٨	٢٠	١٦	١٩
$س_2$	١٢	١٦	١٧	٢٥	١٤	١٧

س١	س٢	الفروق بين الدرجات (ف)	ح ف	ح٢ ف
١٥	١٢	٣	٢	٤
١٩	١٦	٣	٢	٤
١٨	١٧	١	٠	٠
٢٠	٢٥	٥-	٦-	٣٦
١٦	١٤	٢	١	١
١٩	١٧	٢	١	١
١٠٧	١٠١	٦		٤٦

$$\bar{\text{س}}_{\text{ف}} = \frac{٦}{٦} = ١$$

$$\text{ت} = \frac{\bar{\text{س}}_{\text{ف}}}{\sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^{٢}\text{ف}}{\text{ن (ن} - ١)}}} = \frac{١}{\sqrt{\frac{٤٦}{٦\,(٦ - ١)}}}$$

$$= \frac{١}{\sqrt{١.٥٣}} = \frac{١}{١.٢٤}$$

$$= ٠.٨١$$

اختبار كا٢ لدلالة الفروق بين التكرارات:

يعد اختبار كا٢ وتكتب باللاتينية x^2 وتنطق كاى اسكوير من أفضل الاختبارات الاحصائية التى تستخدم فى حساب دلالة الفروق بين التكرارات والنسب المئوية. وتستخدم كا٢ لحساب دلالة فروق البيانات العددية التى يمكن تحويلها إلى تكرار أو نسب مئوية وتقوم فكرتها الأساسية على قياس مدى اختلاف التكرارات المتوقعة أو المحتملة الحدوث.

وهذا الاختبار يتميز بالخصائص التالية :

١ - لايمكن أن تكون قيمة كا^{٢} سالبة لأنها تساوى مجموع مربعات الفروق التى تكون موجبة دائماً.

٢ - قيمة كا^{٢} تساوى صفر فقط فى بعض الحالات غير العادية التى تكون فيها التكرارات المحسوبة مساوية للتكرارات المتوقعة (ك$_{م}$ = ك$_{ق}$).

٣ - إذا كانت العوامل الأخرى متساوية فإن قيمة كا^{٢} تزيد كلما زادت الفروق بين التكرارات المتوقعة والتكرارات المحسوبة.

٤ - لا تتحدد قيمة كا^{٢} بالفروق بين التكرارات وحدها ولكنها تحدد بمقدار هذه الفروق بالنسبة لقيمة التكرارات المتوقعة.

٥ - تعتمد قيمة كا^{٢} على عدد الاختبارات المتاحة وكلما زاد عدد الاختبارات كلما زادت قيمة كا^{٢} .

طرق حساب كا^{٢} :

تحسب قيمة كا^{٢} من المعادلة التالية :

$$كا^{٢} = \frac{مجـ (ك_{م} - ك_{ق})^{٢}}{ك_{ق}}$$

حيث ك$_{م}$ هى التكرار المشاهد، ك$_{ق}$ فى التكرار المتوقع.

ويمكن الكشف عن مستوى الدلالة الاحصائية لقيمة كا^{٢} من الجداول .

مثال :

إحسب كا^{٢} لدلالة الفرق بين استنتاجات ١٠٠ طالب على سؤال فى استفتاء بحيث كانت الإجابة عنه إما موافق أو غير موافق وكان عدد الذين

أجابوا موافق ٤٨ والذين أجابوا غير موافق ٥٢.

الحل:

$$ك_{ق} = \frac{١٠٠}{٢} = ٥٠$$

$$كا^{٢} = \frac{(٤٨ - ٥٠)^{٢}}{٥٠} + \frac{(٥٢ - ٥٠)^{٢}}{٥٠}$$

$$= \frac{٤}{٥٠} + \frac{٤}{٥٠} = ٠,١٦$$

مثال:

إذا أجاب ١٠٠ فرد على سؤال فى أحد استطلاعات الرأى وكانت إجابة ٦٠ منهم بنعم وإجابة ٤٠ بلا إحسب $كا^{٢}$ للفروق؟

$$كا^{٢} = \frac{مجـ (ك_{م} - ك_{ق})^{٢}}{ك_{ق}}$$

$$كا^{٢} = \frac{(٦٠ - ٥٠)^{٢}}{٥٠} + \frac{(٤٠ - ٥٠)^{٢}}{٥٠}$$

$$= \frac{١٠٠}{٥٠} + \frac{١٠٠}{٥٠} = ٤$$

الطريقة المختصرة لحساب $كا^{٢}$ للجدول التكراري (١ × ٢):

إذا كان تكرار الاستجابة الأولى هى $ك_{١}$ وكان تكرار الاستجابة الثانية هى $ك_{٢}$ على سؤال من أسئلة استبيان مثلاً فإن $كا^{٢}$ تحسب من المعادلة التالية:

$$كا^2 = \frac{(ك_1 - ك_2)^2}{ك_1 + ك_2}$$

مثال:

إحسب كا^2 للبيانات الموضحة بالمثال السابق باستخدام الطريقة المختصرة.

الحل:

$$كا^2 = \frac{(ك_1 - ك_2)^2}{ك_1 + ك_2} = \frac{(٦٠ - ٤٠)^2}{٦٠ + ٤٠} = \frac{٤٠٠}{١٠٠} = ٤$$

مثال:

فى استفتاء للرأى العام تبين أن ٨٠ عاملاً يحبون مزاولة الأعمال اليدوية بينما يكره ٢٢٠ عاملاً مثل هذه الأعمال إحسب كا^2 للفروق.

الحل:

$$كا^2 = \frac{(ك_1 - ك_2)^2}{ك_1 + ك_2}$$

$$= \frac{(٨٠ - ٢٢٠)^2}{٨٠ + ٢٢٠} = \frac{(-١٤٠)^2}{٣٠٠}$$

$$= \frac{١٩٦٠٠}{٣٠٠} = ٦٥,٣٣$$

الطريقة العامة لحساب قيمة كا^2 لجداول التكرارات (١ × ن):

تستخدم المعادلة العامة لحساب قيمة كا^2 بالنسبة لجداول التكرارات. والمثال التالى يوضح استخدام هذه المعادلة.

مثال:

كانت استجابات ٣٠ طالب على أحد أسئلة مقياس للإتجاهات ذات ثلاث إجابات (موافق – لا أدرى – معارض) كما هو موضح فى الجدول التالى:

إحسب كا^{٢} للفروق بين هذه الاستجابات؟

الاستجابة	موافق	لا أدرى	معارض	مجـ ك
التكرارات (ك)	١٢	٢	١٦	٣٠

الحـل:

$$\text{التكرار المتوقع (ك}_{ق}\text{)} = \frac{\text{مجـ (ك}_{م} - \text{ك}_{ق})^{٢}}{\text{ك}_{ق}}$$

$$\text{كا}^{٢} = \frac{(١٢ - ١٠)^{٢}}{١٠} + \frac{(٢ - ١)^{٢}}{١٠}$$

$$+ \frac{(١٦ - ١٠)^{٢}}{١٠} = ١٠٤$$

مثال:

فى استبيان كان تكرار القبول ٧٠ وتكرار الرفض ٥٠ احسب كا^{٢} للفروق بين هذه الاستجابات ؟

الحـل:

$$\text{التكرار المتوقع (ك)} = \frac{٧٠ - ٥٠}{٢} = ٦٠$$

$$كا^٢ = \frac{مجـ (ك_م - ك_ق)^٢}{ك_ق}$$

$$كا^٢ = \frac{(٧٠ - ٦٠)^٢}{٦٠} + \frac{(٥٠ - ٦٠)^٢}{٦٠}$$

$$+ \frac{١٠٠}{٦٠} + \frac{١٠٠}{٦٠} = \frac{٢٠٠}{٦٠} = ٠,٣٣$$

مثال:

إذا أجاب ١٠٠ فرد على سؤال فى أحد الاستفتاءات وكان تكرار القبول ٦٠ وتكرار الرفض ٤٠ فما قيمة $كا^٢$ للفروق بين الإجابات ؟

الحــل:

$$التكرار المتوقع (ك) = \frac{٦٠ + ٤٠}{٢} = ٥٠$$

حساب $كا^٢$ للفرق بين التكرارات في الجداول التكرارية (٢ × ٢):

$$كا^٢ = \frac{(٦٠ - ٥٠)^٢}{٥٠} + \frac{(٤٠ - ٥٠)^٢}{٥٠}$$

$$+ \frac{١٠٠}{٥٠} + \frac{١٠٠}{٥٠} = ٤$$

إذا كان لدينا جدول تكرارى (٢ × ٢) كالجدول التالى:

أ	ب
جـ	د

فإننا نجمع الصفوف والأعمدة كما هو موضح فى الجدول التالى:

أ	ب	أ+ب
جـ	د	جـ+د
أ+جـ	ب+د	ن

فتكون التكرارات المتوقعة لكل خلية من خلايا الجدول التكرارى السابق هى:

$$\text{التكرار المتوقع للخلية أ} = \frac{(\text{أ} + \text{ب})(\text{أ} + \text{جـ})}{\text{ن}}$$

$$\text{التكرار المتوقع للخلية ب} = \frac{(\text{أ} + \text{ب})(\text{أ} + \text{د})}{\text{ن}}$$

$$\text{التكرار المتوقعة للخلية ج} = \frac{(\text{جـ} + \text{د})(\text{أ} + \text{جـ})}{\text{ن}}$$

$$\text{التكرار المتوقع للخلية د} = \frac{(\text{جـ} + \text{د})(\text{ب} + \text{د})}{\text{ن}}$$

ثم نكمل الحل بالطريقة العامة لحساب كا^{2} للفروق بين التكرارات.

مثال:

إحسب كا^{2} للفروق بين التكرارات الموضحة بالجدول التالى:

٣٥	٣٧
١٤	٣٤

الحـل:

أ+ب	ب	أ
٧٢	٣٧	٣٥
جـ+د	د	جـ
٤٨	٣٤	١٤
ن	ب+د	أ+جـ
١٢٠	٧١	٤٩

كق المتوقع للخلية (أ) $= \frac{٤٩ \times ٧٢}{١٢٠} = ٢٩,٤٠$

كق المتوقع للخلية (ب) $= \frac{٧١ \times ٧٢}{١٢٠} = ٤٢,٦٠$

كق المتوقع للخلية (ج) $= \frac{٤٩ \times ٤٨}{١٢٠} = ١٩,٦٠$

كق المتوقع للخلية (د) $= \frac{٧١ \times ٤٨}{١٢٠} = ٢٨,٤٠$

$$كا^{٢} = \frac{(٣٥ - ٢٩,٤)^{٢}}{٢٩,٤} + \frac{(٣٧ - ٤٢,٦)^{٢}}{٤٢,٦}$$

$$+ \frac{(١٤ - ١٩,٦)^{٢}}{١٩,٦} + \frac{(٣٤ - ٢٨,٤)^{٢}}{٢٨,٤} =$$

$$= ١,٠٧ + ٠,٧٤ + ١,٦٠ + ١,١٠ = ٤,٥١$$

الطريقة المختصرة لحساب كا^{٢} للجدول التكراري (٢×٢):

$$كا^{٢} = Ø \times ن$$

حيث Ø تنطق فاى وقيمتها تحدد من المعادلة

$$Ø = \frac{أد - بجـ}{\sqrt{(أ + ب)(جـ + د)(أ + جـ)(ب + د)}}$$

مثال:

حل المثال السابق بالطريقة المختصرة؟

الحـــل:

$$Ø = \frac{(٣٥ \times ٣٤) - (٣٧ \times ١٢)}{\sqrt{٧١ \times ٤٩ \times ٤٨ \times ٧٢}} = \frac{١١٩٠ - ٥١٨}{\sqrt{٣٤٦٧,٤٨}} = ٠,١٩$$

$$كا^٢ = Ø^٢ \times ن = (٠,١٩)^٢ \times ١٢٠ = ٤,٥١$$

مثال:

تم سؤال ٥٠٠ طالب من طلاب أحد المدارس الثانوية عما إذا كانوا يحبون العمل اليدوى أم لا ؟ وكانت إجاباتهم موزعة حسب الصفوف الدراسية على النحو التالى:

الصف	موافق	لا أدري	غير موافق	المجموع
الصف الأول	٣٥	٦٠	٥٥	١٥٠
الصف الثانى	٨٠	٢٠	١٠٠	٢٠٠
الصف الثالث	٥٠	٦٠	٤٠	١٥٠
	١٦٥	١٤٠	١٩٥	٥٠٠

الحـل:

النسبة المئوية للتكرار المتوقـــع (موافق) = $\frac{١٦٥}{٥٠٠}$ = ٠.٣٣

النسبة المئوية للتكرار المتوقـع (لا أدرى) = $\frac{١٤٠}{٥٠٠}$ = ٠.٣٣

النسبة المئوية للتكرار المتوقع (غير موافق) = $\frac{١٩٥}{٥٠٠}$ = ٠.٣٣

التكرار المتوقع لطلاب الصف الأول (موافق) = $ك_{ق١}$ = ٠.٣٣ × ١٥٠ = ٤٩,٥

التكرار المتوقع لطلاب الصف الأول (لاأدرى) = $ك_{ق٢}$ = ٠.٢٨ × ١٥٠ = ٤٢

التكرار المتوقع لطلاب الصف الأول (غير موافق) = $ك_{ق٣}$ = ٠.٣٩ × ١٥٠ = ٥٨,٥

التكرار المتوقع لطلاب الصف الثانى (موافق) = $ك_{ق١}$ = ٠.٣٣ × ٢٠٠ = ٦٦

التكرار المتوقع لطلاب الصف الثانى (لا أدرى) = $ك_{ق٢}$ = ٠.٢٨ × ١٥٠ = ٥٦

التكرار المتوقع لطلاب الصف الثانى (غير موافق) = $ك_{ق٣}$ = ٠.٣٩ × ١٥٠ = ٦٨

التكرار المتوقع لطلاب الصف الثالث (موافق) = ٠.٣٣ × ١٥٠ = ٤٩,٥

التكرار المتوقع لطلاب الصف الثالث (لا أدرى) = ٠.٢٨ × ١٥٠ = ٤٢

التكرار المتوقع لطلاب الصف الثالث (غير موافق) = ٠.٣٩ × ١٥٠ = ٥٨,٥

والجدول التالى يبين التكرارات المتوقعة والتكرارات المشاهدة لاستجابات الطلاب

الصف		موافق	لا أدري	غير موافق
الصف الأول	$ك_{ق}$	٤٩,٥	٤٢	٥٨,٥
	$ك_{م}$	٣٥	٦٠	٥٥
الصف الثانى	$ك_{ق}$	٦٦	٥٦	٧٨
	$ك_{م}$	٨٠	٢٠	١٠٠
الصف الثالث	$ك_{ق}$	٤٩,٥	٤٢	٥٨,٥
	$ك_{م}$	٥٠	٦٠	٤٠

$$كا^{٢} = \frac{(٣٥ - ٤٩,٥)^{٢}}{٤٩,٥} + \frac{(٦٠ - ٤٢)^{٢}}{٤٢} + \frac{(٦٠ - ٥٨,٥)^{٢}}{٥٨,٥}$$

$$+ \frac{(٨٠ - ٦٦)^{٢}}{٦٦} + \frac{(٥٢ - ٥٦)^{٢}}{٥٦} + \frac{(١٠٠ - ٧٨)^{٢}}{٧٨}$$

$$+ \frac{(٥٠ - ٤٩,٥)^{٢}}{٤٩,٥} + \frac{(٦٠ - ٤٢)^{٢}}{٤٢} + \frac{(٤٠ - ٥٨,٥)^{٢}}{٥٨,٥}$$

$$= \frac{(-١٤,٥)^{٢}}{٤٩,٥} + \frac{(١٨)^{٢}}{٤٢} + \frac{(-٣,٥)^{٢}}{٥٨,٥}$$

$$+ \frac{(١٤)^{٢}}{٦٦} + \frac{(-٣٦)^{٢}}{٥٦} + \frac{(٢٢)^{٢}}{٧٨}$$

$$+ \frac{(٠,٥)^{٢}}{٤٩,٥} + \frac{(١٨)^{٢}}{٤٢} + \frac{(-١٨,٥)^{٢}}{٥٨,٥}$$

$$= \frac{٢١٠,٢٥}{٤٩,٥} + \frac{٣٢٤}{٤٢} + \frac{١٢,٢٥}{٥٨,٥}$$

$$+ \frac{١٩٦}{٦٦} + \frac{١٢٩٦}{٥٦} + \frac{٤٨٤}{٧٨}$$

$$+ \frac{٠,٢٥}{٤٩,٥} + \frac{٣٢٤}{٤٢} + \frac{٣٤٢,٢٥}{٥٨,٥}$$

= ٢,٩٧ + ٢٣,١٤ + ٦,٤١ + ٠,٠١ + ٧,٧١ + ٥,٨٥ = ٤٥,٨٩

مثال:

إحسب كا^{٢} للاستجابات الناتجة عن سؤال فى الاتجاهات لمجموعة من الطلاب والطالبات والموضحة تكرارات استجاباتهم بالجدول التالى:

الجنس	موافق	لا أدري	غير موافق
ذكور	٧٠	٢٥	٤٠
إناث	٣٠	٢٠	٢٥

الحــــل:

الجنس	موافق	لا أدري	غير موافق	المجموع
ذكور	٧٠	٢٥	٤٠	١٣٥
إناث	٣٠	٢٠	٢٥	٧٥
المجموع	١٠٠	٤٥	٦٥	٢١٠

التكرارات المتوقعة للذكور:

(موافـــق) ك ق$_{١}$ = $\frac{١٠٠}{٢١٠}$ × ١٣٥ = ٠,٤٨ × ١٣٥ = ٦٤,٨

(لا أدرى) $ك_{ق٢} = \frac{٤٥}{٢١٠} \times ١٣٥ = ٠,٢١ \times ١٣٥ = ٢٨,٣٥$

(غير موافق) $ك_{ق٣} = \frac{٦٥}{٢١٠} \times ١٣٥ = ٠,٣١ \times ١٣٥ = ٤١,٨٥$

التكرارات المتوقعة للإناث:

(موافـــق) $ك_{ق١} = ٠,٤٨ \times ٧٥ = ٣٦$

(لا أدرى) $ك_{ق٢} = ٠,٢١ \times ٧٥ = ١٥,٧٥$

(غير موافق) $ك_{ق٣} = ٠,٣١ \times ٧٥ = ٢٣,٢٥$

والجدول التالى يبين التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة

الجنس	موافق	لا أدري	غير موافق
المتوقع	٦٤,٨	٢٨,٣٥	٤١,٨٥
ذكور المشاهد	٧٠	٢٥	٤٠
المتوقع	٣٦	١٥,٧٥	٢٣,٢٥
إناث المشاهد	٣٠	٢٠	٢٥

$$كا^٢ = \frac{(٧٠ - ٦٤,٨)^٢}{٦٤,٨} + \frac{(٦٠ - ٢٨,٣٥)^٢}{٢٨,٣٥} + \frac{(٤٠ - ٤١,٨٥)^٢}{٤١,٨٥}$$

$$+ \frac{(٣٠ - ٣٦)^٢}{٣٦} + \frac{(٢٠ - ١٥,٧٥)^٢}{١٥,٧٥} + \frac{(٢٥ - ٢٣,٢٥)^٢}{٢٣,٢٥}$$

$$= \frac{(٢٥,٢)^{٢}}{٦٤,٨} + \frac{(-٣,٣٥)^{٢}}{٢٨,٣٥} + \frac{(-١,٨٥)^{٢}}{٤١,٨٥}$$

$$+ \frac{(-٦)^{٢}}{٣٦} + \frac{(٤,٢٥)^{٢}}{١٥,٧٥} + \frac{(١,٧٥)^{٢}}{٢٣,٢٥}$$

$$= \frac{٢٧,٠٤}{٦٤,٨} + \frac{١١,٢٢}{٢٨,٣٥} + \frac{٣,٤٢}{٤١,٨٥}$$

$$+ \frac{٣٦}{٣٦} + \frac{١٨,١}{١٥,٧٥} + \frac{٣,١}{٢٣,٢٥}$$

$$= ٠,٤٢ + ٠,٤٠ + ٠,٠٨ + ١ + ١,١٥ + ٠,١٣ = ٣,١٨$$

مثال:

إحسب $كا^{٢}$ للفروق بين التكرارات للإجابة عن سؤال فى استفتاء لثلاثة مجموعات من الشباب الجامعى عن الميل نحو الزواج من الفتاة الجامعية كانت استجاباتهم كما هو مبين فى جدول التوزيع التكرارى التالى:

المجموعة / الميل	أميل	لا أدري	لا أميل
المجموعة الأولى	٨٠	٢٠	٥٠
المجموعة الثانية	٧٨	١٦	٥٦
المجموعة الثالثة	٤٢	٦٤	٤٤

الحـــل :

نضع جدول التكرارات المشاهدة ومجموع كل صف وعمود كما يلى فى جدول التوزيع التكرارى التالى:

المجموعة / الميل	أميل	لا أدري	لا أميل	المجموع
المجموعة الأولى	٨٠	٢٠	٥٠	١٥٠
المجموعة الثانية	٧٨	١٦	٥٦	١٥٠
المجموعة الثالثة	٤٢	٦٤	٤٤	١٥٠
المجموع	٢٠٠	١٠٠	١٥٠	٤٥٠

نحسب نسبة تكرار كل استجابة :

(١) نسبة تكرار الاستجابة (أميــل) = $\frac{٢٠٠}{٤٥٠}$ = ٠,٤٤

(٢) نسبة تكرار الاستجابة (لا أدرى) = $\frac{١٠٠}{٤٥٠}$ = ٠,٢٢

(٣) نسبة تكرار الاستجابــة (لا أميل) = $\frac{١٥٠}{٤٥٠}$ = ٠,٣٣

نحسب التكرارات المتوقعة لكل خلية من خلايا جدول التكرارات المشاهدة وذلك بضرب نسبة تكرار كل استجابة فى مجموع الصف المقابل لها فمثلاً التكرار المتوقع للخلية الأولى (الذين يميلون فى المجموعة الأولى) هو ٠,٤٤ × ١٥٠ = ٦٦ وهكذا لبقية الاستجابات فى الصفوف الثلاثة

والجدول التالى يبين ناتج حساب التكرارات المتوقعة لاستجابات المجموعات الثلاثة من الطلاب.

جدول التكرارات المتوقعة

المجموعة / الميل	أميل	لا أدري	لا أميل
المجموعة الأولى	٦٦	٣٣	٤٩,٥
المجموعة الثانية	٦٦	٣٣	٤٩,٥
المجموعة الثالثة	٦٦	٣٣	٤٩,٥

يحسب كا^{٢} للفروق بين التكرارات المختلفة

$$كا^{٢} = \frac{(٨٠ - ٦٦)^{٢}}{٦٦} + \frac{(٢٠ - ٣٣)^{٢}}{٣٣} + \frac{(٥٠ - ٤٩,٥)^{٢}}{٤٩,٥}$$

$$+ \frac{(٧٨ - ٦٦)^{٢}}{٦٦} + \frac{(١٦ - ٣٣)^{٢}}{٣٣} + \frac{(٥٦ - ٤٩,٥)^{٢}}{٤٩,٥}$$

$$= \frac{(٤٢ - ٦٦)^{٢}}{٦٦} + \frac{(٦٤ - ٣٣)^{٢}}{٣٣} + \frac{(٤٤ - ٤٩,٥)^{٢}}{٤٩,٥}$$

$$+ \frac{(١٤)^{٢}}{٦٦} + \frac{(-١٣)^{٢}}{٣٣} + \frac{(٠,٥)^{٢}}{٤٩,٥}$$

$$= \frac{(١٢)^{٢}}{٦٦} + \frac{(١٧)^{٢}}{٣٣} + \frac{(٦,٥)^{٢}}{٤٩,٥}$$

$$+ \frac{(٢٤)^{٢}}{٦٦} + \frac{(٣١)^{٢}}{٣٣} + \frac{(-٥,٥)^{٢}}{٤٩,٥}$$

= ٢,٩٧ + ٥,١٢ + ٠,٠١ + ٢,١٨ + ٥,٧٦ + ٠,٨٥ + ٥,٧٣ +

٢٩,١٢ + ٠,٦١ = ٢٥,٣٥

مثال :

إحسب للفروق بين التكرارات للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

الجنس	موافق	لا أدري	غير موافق
ذكور	٤٤	١٢	٩
إناث	١٦	٨	١١

الحــــل :

الجنس	موافق	لا أدري	غير موافق	المجموع
ذكور	٤٤	١٢	٩	٦٥
إناث	١٦	٨	٢٠	٢٥
المجموع	٦٠	٢٠	٢٠	١٠٠

ك ق لخلية الذكور (موافـــق) = $\frac{٦٥ \times ٦٠}{١٠٠}$ = ٣٩

ك ق لخلية الذكــور (لا أدرى) = $\frac{٦٥ \times ٢٠}{١٠٠}$ = ١٣

ك ق لخلية الذكور (غير موافق) = $\frac{٦٥ \times ٢٠}{١٠٠}$ = ١٣

$$ك_{ق} \text{ لخلية الإناث (موافق)} = \frac{٣٥ \times ٦٠}{١٠٠} = ٢١$$

$$ك_{ق} \text{ لخلية الإناث (لا أدرى)} = \frac{٣٥ \times ٢٠}{١٠٠} = ٧$$

$$ك_{ق} \text{ لخلية الإناث (غير موافق)} = \frac{٣٥ \times ٢٠}{١٠٠} = ٧$$

الجنس	موافق	لا أدري	غير موافق
ذكـــور	٤٤ ٣٩	١٢ ١٣	٩ ١٣
إنـــــاث	١٦ ٢١	٨ ٧	٧ ٧

جدول حساب التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة

$$كا^{٢} = \frac{(٦٦ - ٤٢)^{٢}}{٣٩} + \frac{(٣٣ - ٦٤)^{٢}}{١٣} + \frac{(١٣ - ٩)^{٢}}{١٣}$$

$$+ \frac{(٢١ - ١٦)^{٢}}{٢١} + \frac{(٧ - ٨)^{٢}}{٧} + \frac{(٧ - ١١)^{٢}}{٧}$$

$$= \frac{٢٥}{٣٩} + \frac{١}{١٣} + \frac{٣٦}{١٣}$$

$$+ \frac{٢٥}{٢١} + \frac{١}{٧} + \frac{١٦}{٧}$$

$$= ٠,٦٤٠ + ٠,٠٧٧ + ١,١٩ + ٠,١٤ + ٢,٢٨ = ٧,٠٩٧$$

الفصل الرابع

الارتبــــاط

اولا : تعـريف الارتـبـاط والاقـتـران : (الارتـبـاط والاقـتـران والتوافق).

ثانيا : أنواع الارتباط وطرق قياسه.

ثالثـاً : الارتبـاط المسـتـقيم للبـيـانات غـيـر المبـوبة (طريقـة سبيرمان).

رابعاً : الارتباط المستقيم للبيانات المبوبة (طريقة بيرسون).

خامساً : معامل الاقتران.

سادساً : معامل التوافق.

الارتبـــاط

تعريف الارتباط والاقتران والتوافق :

لم نتناول حتى الآن إلا القيم العددية فى المجموعات المتعلقة بظاهرة واحدة (متغير واحد). وقد رأينا كيفية تحليل هذه البيانات واستخراج منها المقاييس الإحصائية المختلفة التى تمكننا من التعرف على مميزات وخصائص هذه المجموعات. وفى حالة الارتباط سيتطلب الأمر دراسة العلاقة الموجودة بين متغيرين أو أكثر . ويمكن تقسيم هذه العلاقة إلى ٣ أنواع:

الارتباط: هو العلاقة الموجودة بين القيم العددية لظاهرتين (متغيرين) أو أكثر، يمكن قياسها؛ كالعلاقة الموجودة بين وزن وطول الشخص، أو بين سعر وكمية السلعة.

الاقتران: هو العلاقة الموجودة بين القيم النوعية أو الوصفية لظاهرتين أو أكثر، لايمكن قياسها؛ كالعلاقة الموجودة بين جنسية وديانة الشخص، أو بين لون الشعر ولون العينين.

التوافق: هو العلاقة الموجودة بين القيم العددية لظاهرة أو أكثر يمكن قياسها، وبين القيم النوعية أو الوصفية لظاهرة أخرى أو أكثر لايمكن قياسها؛ والارتباط مفيد جداً فى البحوث الطبيعية؛ أما الاقتران والتوافق فتبرز أهميتها فى البحوث الاجتماعية.

أنواع الارتباط وطرق قياسه:

ينقسم الارتباط من حيث العلاقة بعدد الظواهر إلى ٣ أنواع:

(أ) ارتباط بسيط.

(ب) ارتباط جزئى.

(جـ) ارتباط متعدد.

(أ) الارتباط البسيط:

هو العلاقة الموجودة بين القيم العددية لظاهرتين فقط (أى بين متغيرين س ، ص).

وينقسم الارتباط البسيط من حيث الشكل إلى قسمين:

(أ) ارتباط مستقيم.

(ب) ارتباط غير مستقيم.

(١) الارتباط المستقيم:

هو العلاقة بين متغيرين (س) و (ص) من الدرجة الأولى على صورة ص = أ س + ب

(أ) البيانات غير مبوبة:

عندما تكون البيانات غير مبوبة، يقاس الارتباط البسيط المستقيم بإحدى الطريقتين الآتيتين:

(١) طريقة بيرسون.

دقيقة جداً ولكنها طويلة.

(أ) الصيغة الأولى (باستخدام قيم س ، ص على حالتها).

معامل الارتباط (ر)

$$= \frac{\text{ن مجـ ص} - (\text{مجـ س})\ \text{مجـ ص}}{\text{ن}^{٢}\ \text{ع}_{\text{س}}\ \text{ع}_{\text{ص}}}$$

حيث:

ن = عدد القيم للمتغيرين (س) و (ص)

$$ع_س = \sqrt{\frac{مجـ س^2}{ن} - \left(\frac{مجـ س}{ن}\right)^2}$$

$$ع_ص = \sqrt{\frac{مجـ ص^2}{ن} - \left(\frac{مجـ ص}{ن}\right)^2}$$

$$\bar{س} = \frac{مجـ س}{ن}$$

$$\bar{ص} = \frac{مجـ ص}{ن}$$

(ب) الصيغة الثانية (باستخدام الوسط الفرضي)

معامل الارتباط (ر)

$$= \frac{ن\ مجـ ح_{وس}\ ح_{وص} - (مجـ ح_{وس})\ (مجـ ح_{وص})}{ن^2\ ع_س\ ع_س}$$

حيث:

ن = عدد القيم للمتغيرين (س) و (ص)

$$ع_س = \sqrt{\frac{مجـ ح^2_{وس}}{ن} - \left(\frac{مجـ ح_{وس}}{ن}\right)^2}$$

$$ع_ص = \sqrt{\frac{مجـ ح^2_{وص}}{ن} - \left(\frac{مجـ ح_{وص}}{ن}\right)^2}$$

$$س - و_س = ح_{وس}$$

$$ص - و_س = ح_{وص}$$

$$\bar{س} = و_س + \frac{مجـ ح^2_{وس}}{ن}$$

$$\bar{ص} = و_ص + \frac{مجـ ح^2_{وص}}{ن}$$

٢- طريقة سبيرمان:

تقريبية ولكنها تمتاز بالسهولة والسرعة؛ كما تصلح لقياس الارتباط بين القيم العددية أو النوعية لظاهرتين، مادام فى الإمكان ترتيب هذه القيم.

$$\text{معامل ارتباط الرتب (ر)} = ١ - \frac{٦ \text{ مجـ } ف^{٢}}{ن(ن^{٢} - ١)}$$

حيث:

ن = عدد القيم للمتغيرين (س) و (ص)

ف = الفرق بين ترتيب قيم (س) فيما بينها، وترتيب قيم (ص) فيما بينها.

(ب) البيانات مبوبة:

عندما تكون البيانات مبوبة، يقاس الارتباط البسيط المستقيم بإحدى الطرق الآتية:

(١) طريقة بيرسون:

دقيقة جدا ولكنها طويلة.

معامل الارتباط (ر)

$$= \frac{\text{ن مجـ ح}_{\text{وس}} \text{ ح}_{\text{وص}} \text{ ك}_{\text{س أو ص}} - (\text{مجـ ح}_{\text{وس}} \text{ ك}_{\text{حس}})\ (\text{مجـ ح}_{\text{وص}} \text{ ك}_{\text{حص}})}{\text{ن}^{٢} \text{ ع}_{\text{س}} \text{ ع}_{\text{ص}}}$$

حيث:

ن = مجـ ك $_{\text{س}}$ = مجـ ك $_{\text{ص}}$ = مجموع التكرارات

$$\text{ع}_{\text{س}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^{٢}_{\text{وس}} \text{ ك}_{\text{س}}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح}_{\text{وس}} \text{ ك}_{\text{س}}}{\text{ن}}\right)^{٢}}$$

$$\text{ع}_{\text{ص}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^{٢}_{\text{وص}} \text{ ك}_{\text{ص}}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح}_{\text{وص}} \text{ ك}_{\text{ص}}}{\text{ن}}\right)^{٢}}$$

$$س - و_س = ح_{وس}$$

$$ص - و_س = ح_{وص}$$

$$\bar{س} = و_س + \frac{مجـ ح^{٢}_{وس} ك_س}{ن}$$

$$\bar{ص} = و_ص + \frac{مجـ ح^{٢}_{وص} ك_س}{ن}$$

(٢) طريقة سبيرمان للرتب، للفئات المتساوية فقط (باستخدام أقطار الفروق المتساوية للرتب):

هذه الطريقة أسهل وأسرع بكثير من طريقة بيرسون، وتؤدى إلى نفس النتيجة. ولكن يقتصر استعمالها فى جداول الارتباط ذات الفئات المتساوية فقط. وميزتها أنها تصلح إذا كان هناك فئة أو أكثر من الفئات المتساوية مفتوحة.

$$\text{معامل ارتباط سبيرمان للرتب (ر)} = \frac{ع^{٢}_س + ع^{٢}_ص - ع^{٢}_ف}{٢ ع_س ع_ص}$$

حيث:

$$ن = مجـ ك_س = مجـ ك_ص = \text{مجموعة التكرارات}$$

$$ع_س = \sqrt{\frac{مجـ ح^{٢}_{وس} ك_س}{ن} - \left(\frac{مجـ ح_{وس} ك_س}{ن}\right)^{٢}}$$

$$ع_ص = \sqrt{\frac{مجـ ح^{٢}_{وص} ك_ص}{ن} - \left(\frac{مجـ ح_{وص} ك_ص}{ن}\right)^{٢}}$$

ع ف = الانحراف المعيارى للفروق المتساوى للرتب

$$= \sqrt{\frac{مج ف^{٢} ك}{ن} - \left(\frac{مج ف ك}{ن}\right)^{٢}}$$

(٣) طريقة سبيرمان للرتب، للفئات المتساوية فقط (باستخدام أقطار المجاميع المتساوية للرتب)

هذه الطريقة أسهل وأسرع بكثير من طريقة بيرسون، وتؤدى إلى نفس النتيجة .ولكن يقتصر استعمالها فى جداول الارتباط ذات الفئات المتساوية فقط. وميزتها أنها تصلح إذا كان هناك فئة أو أكثر من الفئات المتساوية مفتوحة.

معامل ارتباط سبيرمان للرتب (ر) = $\frac{\text{ع}^2_{\text{جـ}} + \text{ع}_{\text{س}} + \text{ع}^2_{\text{ص}}}{\text{٢ ع}_{\text{س}}\ \text{ع}_{\text{ص}}}$

حيث:

ن = مجـ $\text{ك}_{\text{س}}$ = مجـ $\text{ك}_{\text{ص}}$ = مجموعة التكرارات

$$\text{ع}_{\text{س}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^2_{\text{وس}}\ \text{ك}_{\text{س}}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح}_{\text{وس}}\ \text{ك}_{\text{س}}}{\text{ن}}\right)^2}$$

$$\text{ع}_{\text{ص}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^2_{\text{وص}}\ \text{ك}_{\text{ص}}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح}_{\text{وص}}\ \text{ك}_{\text{ص}}}{\text{ن}}\right)^2}$$

$\text{ع}_{\text{جـ}}$ = الانحراف المعيارى للفروق المتساوى للرتب

$$= \sqrt{\frac{\text{مج ح}^2_{\text{و}}\ \text{ك}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مج ف ك}}{\text{ن}}\right)^2}$$

(٢) الارتباط غير المستقيم:

هو العلاقة الموجودة بين قيم متغيرين (س) و (ص) من الدرجة الثانية مثلا: ص = أ س ٢ + ب س + جـ

(أ) البيانات غير مبوبة:

عندما تكون البيانات غيرمبوبة، يقاس الارتباط البسيط غير المستقيم بدليل الارتباط وباستخدام الانحدار.

(ب) البيانات مبوبة:

عندما تكون البيانات مبوبة، يقاس الارتباط البسيط غير المستقيم بنسبة الارتباط وباستخدام الانحدار.

ب- الارتباط الجزئي:

هو العلاقة الموجودة بين قيم متغيرين ($س_١$) و ($س_٢$) بعد استبعاد المتغير الثالث ($س_٣$). ويقاس الارتباط الجزئى بمعامل الارتباط الجزئى.

ر = معامل الارتباط الجزئى بين ($س_١$) و ($س_٢$) بعد استبعاد ($س_٣$)

$$= \frac{ر_١ - ر_٢ \times ر_٣}{\sqrt{(١ - ر^٢_٣)(١ - ر^٢_٢)}}$$

حيث:

$ر_١$ = معامل الارتباط البسيط بين ($س_١$) و ($س_٢$)

$$= \frac{ن\, مجـ\, س_١\, س_٢ - (مجـ\, س_١)(مجـ\, س_٢)}{ن^٢\, ع\, س_١\, ع\, س_٢}$$

$$= \frac{ن\, مجـ\, س_١\, س_٢ - (مجـ\, س_١)(مجـ\, س_٢)}{\sqrt{[ن\, مجـ\, س^٢_١ - (مجـ\, س_١)^٢]\,[ن\, مجـ\, س^٢_٢ - (مجـ\, س_٢)^٢]}}$$

ن = عدد قيم المتغيرين (س) و (ص)

$$ع\, س_١ = \sqrt{\frac{مجـ\, س^٢_١}{ن} - \left(\frac{مجـ\, س_١}{ن}\right)^٢} \qquad ع\, س_٢ = \sqrt{\frac{مجـ\, س^٢_٢}{ن} - \left(\frac{مجـ\, س_٢}{ن}\right)^٢}$$

وبالمثل نحسب قيمتى (ر١)و (ر٢)، ثم نعوض قيم (ر١) و(ر٢) و (ر٣)

(جـ) الارتباط المتعدد:

هو العلاقة الموجودة بين قيم عدة متغيرات (س ١) و (س٢) و(س٣) معا. ويقاس الارتباط المتعددة بمعامل الارتباط المتعددة وباستخدام الانحدار.

قيم وإشارات مقاييس الارتباط:

(أ) معامل الارتباط (ر)

تتراوح قيمة معامل الارتباط مابين (-١) و (+١) مارة بالصفر

ونكتب رياضيا -١≤ ر ≤ ١

عندما ر = -١ يسمى الارتباط بين قيم المتغيرين (س) و (ص) تام عكسى . وهى حالة خاصة نادرة فى الطبيعة.

عندما ر = -١< ر< صفر يسمى الارتباط بين قيم المتغيرين (س) و (ص) تام عكسى . وهى حالة عامه شائعة فى الطبيعة.

عندما ر = صفرلايوجد ارتباط بين قيم المتغيرين (س) و (ص).

عندما ر = صفر< ر<١ بين قيم المتغيرين (س) و (ص) تام طردى. وهى حالة خاصة نادرة فى الطبيعة.

الصيغة الأولى المطولة (باستخدام قيم س ، ص على حالتها)

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات غير المبوبة، باستخدام الصيغة الأولى المطولة لطريقة بيرسون (قيم س ، ص على حالتها).

س	س	س ص	س^{٢}	ص^{٢}
١٧٣	١٤٣	٢٤٧٣٩	٢٩٩٢٩	٢٠٤٤٩
١٧٨	١٣٨	٢٤٥٦٤	٣١٦٨٤	١٩٠٤٤
٢١٧	١٧٥	٣٧٩٧٥	٤٧٠٨٩	٣٠٦٢٥
٢٨١	٢٠٣	٥٧٠٤٣	٧٨٩٦١	٤١٢٠٩
٢٢٧	١٤٥	٣٢٩١٥	٥١٥٢٩	٢١٠٢٥
١٧٨	١٣٧	٢٤٣٨٦	٣١٦٨٤	١٨٧٦٩
١٦١	١٣٨	٢٢٢١٨	٢٥٩٢١	١٩٠٤٤
١٨٣	١٣٨	٢٥٢٥٤	٣٣٤٨٩	١٩٠٤٤
١٨٦	١٤٢	٢٦٤١٢	٣٤٥٩٦	٢٠١٦٤
١٨٣	١٧٢	٣١٤٧٦	٣٣٤٨٩	٢٩٥٨٤
١٩٦٧ = مجـ س	١٥٣١ = مجـ س	٣٠٦٩٨٢ = مجـ س ص	٣٩٨٣٧١ = مجـ س^{٢}	٢٣٨٩٥٧ = مجـ ص^{٢}

$$\text{ع س} = \sqrt{\frac{\text{مجـ س}^{٢}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ س}}{\text{ن}}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{\frac{٢٦٨٣٧١}{١٠} - \left(\frac{١٩٦٧}{١٠}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{٣٩٨٣٧,١ - ٣٨٦٩٠,٨٩} = \sqrt{١١٤٦,٢١} = ٣٣,٨٦$$

$$\text{ع ص} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ص}^{٢}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ص}}{\text{ن}}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{\frac{٢٣٨٩٥٧}{١٠} - \left(\frac{١٥٣١}{١٠}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{٢٣٨٩٥,٧ - ٢٣٤٣٩١,٦١} = \sqrt{٤٥٦,٠٩} = ٢١,٣٦$$

$$ر = \frac{ن\ مجـ\ س\ ص - (مجـ\ س)\ (مجـ\ ص)}{ن^{2}\ ع\ س\ ع\ ص}$$

$$= \frac{(١٠ \times ٣٠٦٩٨٢) - (١٩٦٧ \times ١٥٣١)}{١٠ \times ١٠ \times ٣٣,٨٦ \times ٢١,٣٦}$$

$$= \frac{٣٠٦٩٨٢٠ - ٣٠١١٤٧٧}{٧٢٣٢٤,٩٦} = \frac{٥٨٣٤٣}{٧٢٣٢٤,٩٦}$$

= ٠,٨٠٧ الارتباط غير تام طردى، لأن الناتج أقل من واحد صحيح وموجب

كذلك:

$$\bar{س} = \frac{مجـ\ س}{ن} = \frac{١٩٦٧}{١٠} = ١٩٦,٧$$

$$\bar{ص} = \frac{مجـ\ ص}{ن} = \frac{١٥٣١}{١٠} = ١٥٣,١$$

الصيغة الثانية المختصرة (باستخدام الوسط الفرضى)

حساب قيمـة معامـل الارتبـاط البسيط المستقيـم للبيانات غير المبوية، باستـخدام الصيغـة الثانيـة المختصرة لطريقة بيرسون (الوسط الفرضى).

س	ص	س - وس ح وس	ص - وص ح وص	(س-وس)² ح² وس	(ص-وص)² ح² وص	(س - وس) × (ص - وص) ح وس ح وص
١٧٣	١٤٣	٥-	٥	٢٥	٢٥	٢٥-
١٧٨	١٣٨	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر
٢١٧	١٧٥	٣٩	٣٧	١٥٢١	١٣٦٩	١٤٤٣
٢٨١	٢٠٣	١٠٣	٦٥	١٠٦٠٩	٤٢٢٥	٦٦٩٥
٢٢٧	١٤٥	٤٩	٧	٢٤٠١	٤٩	٣٤٣
١٧٨ = وس	١٣٧	صفر	١-	صفر	١	صفر
١٦١	١٣٨ = وص	١٧-	صفر	٢٨٩	صفر	صفر
١٨٣	١٣٨	٥	صفر	٢٥	صفر	صفر
١٨٦	١٤٢	٨	٤	٦٤	١٦	٣٢
١٨٢	١٧٢	٥	٢٤	٢٥	١١٥٦	١٧٠
ن = ١٠	ن = ١٠	٢٠٩	١٥٢	١٤٩٥٩	٦٨٤١	٨٦٨٣
		٢٢-	١-	= مجـ ح² وس		٢٥-
		١٨٧ = مجـ ح وس	١٥١ = مجـ ح وص			٨٦٥٨ = مجـ ح وس ح وص

$$\text{ع س} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^2\text{س}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح س}}{\text{ن}}\right)^2} = \sqrt{\frac{٤٩٥٩}{١٠} - \left(\frac{٨١}{١٠}\right)}$$

$$= \sqrt{١٤٩٥,٩ - ٣٤٩,٦٩} = \sqrt{١١٤٦,٢١} = ٣٣,٨٦$$

$$\text{ع ص} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^2\text{ص}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح ص}}{\text{ن}}\right)^2} \qquad \sqrt{\frac{٦٨٤١}{١٠} - \left(\frac{١٥١}{١٠}\right)^2}$$

$$= \sqrt{٦٨٤,١٧ - ٢٢٨,٠١} = \sqrt{٤٥٦,٠٩} = ٢١,٣٦$$

$$\text{ر} = \frac{\text{ن مجـ ح س ح ص} - (\text{مجـ ح س})(\text{مجـ ح ص})}{\text{ن}^2 \text{ ع س ع ص}}$$

$$= \frac{(١٠ \cdot ٨٦٥٨) \quad (١٨٧ \times ١٥١)}{١٠ \times ١٠ \times ٣٣,٨٦ \times ٢١,٣٦}$$

$$= \frac{٨٦٥٨٠ - ٢٨٢٣٧}{٧٢٣٢٤,٩٦} = \frac{٥٨٣٤٣}{٧٢٣٢٤,٩٦} = ٠,٨٠٧$$ وهو نفس الناتج السابق

المثال الثانى (الارتباط غير تام عكسى)

فيما يلى بيان عن مدة الحياة الزوجية بالسنين وعدد المواليد الأحياء بالألف

مدة الحياة الزوجية بالسنين (س)	٢,٥	٧,٥	١٢,٥	١٧,٥	٢٢,٥	٢٧,٥
المواليد الأحياء بالألف (ص)	١٤٠	١٧٩	١٠٦	٤٣	١٢	٢

والمطلوب إيجاد معامل الارتباط بين مدة الحياة الزوجية وعدد المواليد الأحياء .

الصيغة الأولى المطولة (باستخدام قيم س ، ص على حالتها)

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات غير المبوبة، باستخدام الصيغة الأولى المطولة لطريقة بيرسون (قيم س ، ص على حالتها)

س	س	س ص	س^٢	ص^٢
٢,٥	١٤٠	٣٥٠	٦,٢٥	١٩٦٠٠
٧,٥	١٧٩	١٣٤٢,٥	٥٦,٢٥	٣٢٠٤١
١٢,٥	١٠٦	١٣٢٥	١٥٦,٢٥	١١٢٣٦
١٧٥	٤٣	٧٥٢,٥	٣٠٦,٢٥	١٨٤٩
٢٢,٥	١٢	٢٧٠	٥٠٦,٢٥	١٤٤
٢٧,٥	٢	٥٥	٧٥٦,٢٥	٤
٩٠	٤٨٢	٤٠٩٥	١٧٨٧,٥	٦٤٨٧٤
= مج س	= مجـ ص	= مجـ س ص	= مج س^٢	= مجـ ص^٢

ن = ٦

$$\text{ع س} = \sqrt{\frac{\text{مجـ س}^{٢}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ س}}{\text{ن}}\right)^{٢}} = \sqrt{\frac{١٧٨٧,٥}{٦} - \left(\frac{٩٠}{٦}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{٢٩٧,٩٦١٧ - ٢٢٥}$$

$$= \sqrt{٧٢,٩١٦٧} = ٨,٥٤$$

$$ع_{ص} = \sqrt{\frac{مجـ ص^{٢}}{ن} - \left(\frac{مجـ ص}{ن}\right)^{٢}} = \sqrt{\frac{٦٤٨٧٤}{٦} - \left(\frac{٤٨٢}{٦}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{١٠٨١٢,٣٣٣ - ٦٤٥٣,٣٩١}$$

$$= \sqrt{٤٣٥٨,٩٤٢} = ٦٦,٠٢$$

$$ر = \frac{ن\ مجـ\ س\ ص - (مجـ\ س)\ (مجـ\ ص)}{ن^{٢}\ ع_{س}\ ع_{ص}}$$

$$= \frac{(٦ \times ٤٠٩٥) - (٩٠ \times ٤٨٢)}{٦ \times ٦ \times ٨,٥٤ \times ٦٦,٠٢}$$

$$= \frac{٢٤٥٧٠ - ٤٣٣٨٠}{٢٠٢٩٧,٢}$$

$= - \frac{١٨٨١٠}{٢٠٢٩٧,٢}$ = -٠,٩٢٧ الارتباط غير تام عكسى، لأن الناتج أقل من واحد صحيح وسالب

كذلك

$$\bar{س} = \frac{مجـ\ س}{ن} = \frac{٩٠}{٦} = ١٥$$

$$\bar{ص} = \frac{مجـ\ ص}{ن} = \frac{٤٨٢}{٦} = ٨٠,٣٣$$

الصيغة الثانية المختصرة (باستخدام الوسط الفرضى)

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات غير المبوبة، باستخدام الصيغة الثانية المختصرة لطريقة بيرسون (الوسط الفرضى).

س	ص	س - و س ح وس	ص - وص ح وص	(س-وس)^2 ح^2 وس	(ص-وص)^2 ح^2 وص	(س - وس) × (ص - وص) ح وس ح وص
٢,٥	١٤٠	-١٥	٣٤	٢٢٥	١١٥٦	-٥١٠
٧,٥	١٧٩	-١٠	٧٣	١٠٠	٥٣٢٩	-٧٣٠
١٢,٥	١١٦ = وص	-٥	صفر	٢٥	صفر	صفر
١٧,٥ =وس	٤٣	صفر	-٦٣	صفر	٣٩٦٩	صفر
٢٢,٥	١٢	٥	-٩٤	٢٥	٨٨٣٦	-٤٧٠
٢٧,٥	٢	١٠	-١٠٤	١٠٠	١٠٨١٦	-١٠٤٠
ن = ٦	ن = ٦	-٣٠	-٢٦١	٤٧٥	٣٠١٠٦	-٢٧٥٠
		١٥	١٠٧	= مجـ ح^2 وس	= مجـ ح^2 وص	= مجـ ح وس ح وص
		-١٥	-١٥٤			
		= مجـ ح وس	= مجـ ح وص			

$$\text{ع س} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^2\text{وس}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح وس}}{\text{ن}}\right)^2} = \sqrt{\frac{475}{6} - \left(\frac{-15}{6}\right)^2}$$

$$= \sqrt{79,1667 - 6,25} = \sqrt{72,9167} = 8,54$$

$$\text{ع ص} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^2\text{وص}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح وص}}{\text{ن}}\right)^2} = \sqrt{\frac{30106}{6} - \left(\frac{-154}{6}\right)^2}$$

$$= 5017,667 - 658,743 = 4358,924 = 66,02$$

$$ر = \frac{ن \text{ مجـ } ح_{وس} \; ح_{وص} - (\text{مجـ } ح_{وس}) (\text{مجـ } وص)}{ن^{٢} \; ع_{س} \; ع_{ص}}$$

$$= \frac{(٦ \times -٢٧٥٠) - (-١٥ \times -١٥٤)}{٦ \times ٦ \times ٨,٥٤ \times ٦٦,٠٢}$$

$$= \frac{-١٦٥٠٠ - ٢٣١٠}{٢٠٢٩٧,٢} = \frac{١٨٨١٠}{٢٠٢٩٧,٢} = -٠,٩٢٧$$

وهو نفس الناتج السابق

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات غير المبوبة، بطريقة سبيرمان التقريبية (قيم س ، ص عددية)

س	ص	ترتيب س	ترتيب ص	ف = ترتيب س - ترتيب ص	ف ٢
١٧٣	١٤٣	٢	٦	٤-	١٦
١٧٨	١٣٨	٣,٥	٣	٠,٥	٠,٢٥
٢١٧	١٧٥	٨	٩	١-	١
٢٨١	٢٠٣	١٠	١٠	صفر	صفر
٢٢٧	١٤٥	٩	٧	٢	٤
١٧٨	١٣٧	٣,٥	١	٢,٥	٦,٢٥
١٦١	١٣٨	١	٣	٢-	٤
١٨٣	١٣٨	٥,٥	٣	٢,٥	٦,٢٥
١٨٦	١٤٢	٧	٥	٢	٤
١٨٣	١٧٢	٥,٥	٨	٢,٥	٦,٢٥
ن = ١٠	ن=١٠			٩,٥ ٩,٥ ٠٠ = مجـ ف	٤٨ = مجـ ف ٢

معامل ارتباط الرتب لسبيرمان (ر) $= ١ - \frac{٦ \text{ مجـ ف}}{\text{ن } (\text{ن}^٢ - ١)} = ١ - \frac{٦ \times ٤٨}{١٠ \ (١٠٠ - ١)}$

$$= ١ - \frac{٢٨٨}{٩٩٠} = ١ - ٠,٢٩١$$

= ٠,٧٠٩ الارتباط غير تام طردى، لأن الناتج أقل من واحد صحيح وموجب.

من الواضح أن قيمة (ر) الدقيقة المحسوبة بطريقة بيرسون (وهى

٠,٨٠٧) مقاربة جدا لقيمتها التقريبة المحسوبة بطريقة سبيرمان (وهى ٠,٧٠٩) . لذلك فإنه من الأفضل عندما تكون قيم (س) و (ص) كبيرة جدا (أى مكونة من ٤ أرقام فأكثر) أن نستخدم طريقة سبيرمان، لأنها أسهل وأسرع بكثير من طريقة بيرسون ولاتقل عنها دقة.

ملاحظة:

ليس لإشارات (ف) أى قيمة فى قانون سبيرمان لأننا نقوم بتربيعها؛ ولكن يستحسن وضعها فى الجدول للاطمئنان على صحة العمليات الحسابية، إذ أن مجموع الفروق الموجبة والسالبة (مجـ ف) = صفرا (دائما).

المثال الثانى (قيم س، ص وصفية).

الجدول الآتى يبين تقديرات مادتى الحساب والهندسة لعدد ١٠ من الطلبة.

رقم الطالب	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
مادة الحاسب (س)	مقبول	ضعيف	جيد	ممتاز	مقبول	ضعيف	ج.جيدا	ج.جيدا	ضعيف	مقبول
مادة الهندسة (ص)	جيد	مقبول	مقبول	ج.جيدا	ضعيف	جيد	جيد	ممتاز	ضعيف جدا	ضعيف

والمطلوب إيجاد معامل الارتباط بين المادتين

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات غير المبوبة، بطريقة سبيرمان التقريبية (قيم س ، ص وصفية)

س	ص	ترتيب س	ترتيب ص	ف = ترتيب س - ترتيب ص	ف٢
مقبول	جيد	٦	٤	٢	٤
ضعيف	مقبول	٩	٦,٥	٢,٥	٦,٢٥
جيد	مقبول	٤	٦,٥	٢,٥-	٦,٢٥
ممتاز	جيد جدا	١	٢	١-	١
مقبول	ضعيف	٦	٨,٥	٢,٥-	٦,٢٥
ضعيف	جيد	٩	٤	٥	٢٥
جيدا جدا	جيد	٢,٥	٤	١,٥-	٢,٢٥
جيدا جدا	ممتاز	٢,٥	١	١,٥	٢,٢٥
ضعيف	ضعيف جدا	٩	١٠	١-	١
مقبول	ضعيف	٦	٨,٥	٢,٥-	٦,٢٥
ن = ١٠	ن=١٠			١١ ١١- ٠٠ = مجـ ف	٦٠,٥ = مجـ ف٢

معامل ارتباط الرتب لسبيرمان (ر) = ١ - $\frac{٦ \text{ مجـ ف}^٢}{ن(ن^٢-١)}$

= ١ - $\frac{٦ \times ٦٠,٥}{١٠(١٠٠ - ١)}$

= ١ - $\frac{٣٦٣}{٩٩٠}$ = ١-٠,٣٦٧

= ٠,٦٣٣ الارتباط غير تام طردى، لأن الناتج أقل من واحد صحيح وموجب.

ملاحظة:

ومن الجائز أن تحتوى المسألة على قيم وصفية لأحد المتغيرين، وعددية للمتغير الآخر؛ فالخطوات التى يجب اتباعها لحساب قيمة (ر) مماثلة لتلك التى استخدمت فى المثالين الأخيرين.

- الارتباط البسيط المستقيم للبيانات المبوبة (طريقة بيرسون الدقيقة):

المثال الأول: (الارتباط غير تام طردى).

الجدول الآتى يبين أطوال ١٠٠ أب وبناتهم ؛ وفيه ترمز (س) إلى طول الآباء بالبوصة، و(ص) إلى طول البنات بالبوصة. والمطلوب معرفة هل هناك علاقة بين أطوال الآباء والبنات؟ وماهى؟.

ص \ س	٦١,٥	٦٢,٥	٦٣,٥	٦٤,٥	٦٥,٥	٦٦,٥	٦٧,٥	٦٨,٥	٦٩,٥	٧٠,٥	٧١,٥	٧٢,٥	٧٣,٥	المجموع
٥٨,٥		١	١											٢
٥٩,٥	١	٢	١	٢	١	١				١				٩
٦٠,٥			١	٢	٢	٢	١	١						٩
٦١,٥			١	٢	٥	٢	٢							١٢
٦٢,٥		١			٢	٥	٦	٣		١				١٨
٦٣,٥				١	٢	٤	٧	٢	١					١٧
٦٤,٥						١	٥	٢						٨
٦٥,٥			١		١		٢	٢	٤	٢	١			١٣
٦٦,٥									٢	١	٢		١	٦
٦٧,٥							١			٢	١	١		٥
٦٨,٥													١	١
المجموع	١	٤	٥	٧	١٣	١٥	٢٤	١٠	٧	٧	٤	١	٢	١٠٠

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات المبوبة، باستخدام طريقة بيرسون (الارتباط غير تام طردى).

ح وص	ح وس	-٦	-٥	-٤	-٣	-٢	-١	صفر	١	٢	٣	٤	٥	٦					
	ص / س	٦١,٥	٦٢,٥	٦٣,٥	٦٤,٥	٦٥,٥	٦٦,٥	٦٧,٥ وس	٦٨,٥	٦٩,٥	٧٠,٥	٧١,٥	٧٢,٥	٧٣,٥	ك ص	ح وص ك ص	ح^٢ وص ك ص	ح وص ك س	ح وص ح وس ك س
-٥	٥٨,٥		١	١											٢	-١٠	٥٠	-٩	٤٥
-٤	٥٩,٥	١	٢	١	٢	١	١				١				٩	-٣٦	١٤٤	-٢٦	١٠٤
-٣	٦٠,٥			١	٢	٢	٢	١	١						٩	-٢٧	٨١	-١٥	٤٥
-٢	٦١,٥			١	٢	٥	٢	٢							١٢	-٢٤	٤٨	-٢٢	٤٤
-١	٦٢,٥		١			٢	٥	٦	٣		١				١٨	-١٨	١٨	-٨	٨
صفر	٦٣,٥ وص				١	٢	٤	٧	٢	١					١٧	صفر	صفر	-٧	صفر
١	٦٤,٥						١	٥	٢						٨	٨	٨	١	١
٢	٦٥,٥			١		١		٣	٢	٤	٢	١			١٣	٢٦	٥٢	١٤	٢٨
٣	٦٦,٥									٢	١	٢		١	٦	١٨	٥٤	٢١	٦٣
٤	٦٧,٥							١			٢	١	١		٥	٢٠	٨٠	١٥	٦٠
٥	٦٨,٥													١	١	٥	٢٥	٦	٣٠
	ك س	١	٤	٥	٧	١٣	١٥	٢٤	١٠	٧	٧	٤	١	٢	١٠٠	-٣٨	٥٦٠	-٣٠	٤٢٨
	ح وس ك س	-٦	-٢٠	-٢٠	-٢١	-٢٦	-١٥	صفر	١٠	١٤	٢١	١٦	٥	١٢	-٣٠				
	ح^٢ وس ك س	٣٦	١٠٠	٨٠	٦٣	٥٢	١٥	صفر	١٠	٢٨	٦٣	٦٤	٢٥	٧٢	٦٠٨				
	ح وس ك ص	-٤	-١٤	-١٢	-١٨	-٢٠	-١٨	٠	٠	١٤	١٠	١٢	٤	٨	-٢٨				
	ح وس ح وص ك ص	٢٤	٧٠	٤٨	٥٤	٤٠	١٨	صفر	٠	٢٨	٣٠	٤٨	٢٠	٤٨	٤٢٨				

من نلاحظ الآتى:

العدد الأول فى العامود ح $_{وص}$ ك $_{ص}$ = −٥ × ٢ = −١٠

العدد الأول فى السطر ح $_{وس}$ ك $_{ص}$ = −٦ × ١ = −٦

العدد الأول فى العامود ح^{٢} $_{وص}$ ك $_{ص}$ = −٥ × ٥ × ٢ = ٥٠

العدد الأول فى السطر ح^{٢} $_{وص}$ ك $_{ص}$ = −٦ × −٦ × ١ = ٣٦

العدد الأول فى العامود ح $_{وس}$ ك $_{س}$ = (−٥ × ١) + (−٤ × ١) = −٩

العدد الأول فى السطر ح $_{وص}$ ك $_{ص}$ = (−٤ × ١) = −١٠

العدد الأول فى العامود ح $_{وس}$ ح $_{وص}$ ك $_{س}$ = (−٥ × −٥ × ١)

+ (−٤ × −٥ × ١) = ٤٥

العدد الأول فى السطر ح $_{وس}$ ح $_{وص}$ ك $_{ص}$ = (−٦ × −٤ × ١) = ٢٤

ومن نفس (الجدول السابق) نلاحظ الآتى:

(١) مجـ ك $_{س}$ = مجـ ك $_{ص}$ = ن = ١٠٠

(٢) مجـ ح $_{وص}$ ك $_{ص}$ فى العامود = مجـ ح $_{وص}$ ك $_{ص}$ فى السطر = − ٣٨

(٣) مجـ ح $_{وس}$ ك $_{س}$ = مجـ ح $_{وس}$ ك $_{س}$ فى السطر = −٣٠

(٤) مجـ ح $_{وس}$ ح $_{وص}$ ك $_{س}$ فى العامود = مجـ ح $_{وس}$ ح $_{وص}$ ك $_{س}$ فى السطر = ٤٢٨

هذه الملاحظات تساعدنا على اكتشاف الأخطاء فى العمليات الحسابية. فهى بمثابة ميزان يوضح دقة العمل بجدول الارتباط.

$$\text{ع}_{\text{س}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^{٢}_{\text{وس}}\ \text{ك}_{\text{س}}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح}_{\text{وس}}\ \text{ك}_{\text{س}}}{\text{ن}}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{\frac{٦٠٨}{١٠٠} - \left(\frac{-٣٠}{١٠٠}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{٦,٠٨ - ٠,٠٩} = \sqrt{٥,٩٩} = ٢,٤٤٧$$

$$\text{ع}_{\text{ص}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^{٢}_{\text{وص}}\ \text{ك}_{\text{ص}}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح}_{\text{وص}}\ \text{ك}_{\text{ص}}}{\text{ن}}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{\frac{٥٦٠}{١٠٠} - \left(\frac{-٣٨}{١٠٠}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{٥,٦ - ٠,١٤٤٤} = \sqrt{٥,٤٥٥٦} = ٢,٣٣٦$$

$$\text{ر} = \frac{\text{ن مجـ ح}_{\text{وس}}\ \text{ح}_{\text{وص}}\ \text{ك}_{\text{س وص}} - (\text{مجـ ح}_{\text{وس}}\ \text{ك}_{\text{س}})\ (\text{مجـ ح}_{\text{وص}}\ \text{ك}_{\text{ص}})}{\text{ن}^{٢}\ \text{ع}_{\text{س}}\ \text{ع}_{\text{ص}}}$$

$$= \frac{(١٠٠ \times ٤٢٨) - (٣٠٠ \times -٣٨)}{١٠٠ \times ١٠٠ \times ٢,٤٤٧ \times ٢,٢٣٦}$$

$$= \frac{٤٢٨٠٠ - ١١٤٠}{٥٧١٦١,٩٢} = \frac{٤١٦٦٠}{٥٧١٦١,٩٢}$$

= ٠,٧٢٨٨ الارتباط غير تام طردى، لأن الناتج أقل من واحد صحيح وموجب.

كذلك:

$$\text{س} = \text{و}_{\text{س}} + \frac{\text{مجـ ح}^{2}_{\text{وس}}\ \text{ك}_{\text{س}}}{\text{ن}} = ٦٧,٥ + \frac{-٣٠}{١٠٠}$$

$$= ٦٧,٥ - ٠,٣ = ٦٧,٢$$

$$\text{ص} = \text{و}_{\text{ص}} + \frac{\text{مجـ ح}^{2}_{\text{وص}}\ \text{ك}_{\text{ص}}}{\text{ن}} = ٦٣,٥ + \frac{-٣٨}{١٠٠}$$

$$= ٦٣,٥ - ٠,٣٨ = ٦٣,١٢$$

التباين الكلي = التباين الناتج من الانحدار + التباين الذى لايفسره الانحدار والناتج عن أسباب أخرى كطول الأمهات والعوامل الوراثية التى تؤثر على الطول.

أي:

$$\text{ع}^{2}_{\text{س}} = \text{ع}^{2}_{\text{ص}}\ \text{ر}^{2} + \text{ع}^{2}_{\text{ص}}\ (١ - \text{ر}^{2})$$

ويمكن اختبار صحة هذا القانون بالتعويض، فنحصل على:

$$٥,٤٥٥٦ = ٥,٤٥٥٦\ (٠,٧٢٨٨)^{2} + ٥,٤٥٥٦\ (١ - \overline{٠,٧٢٨٨}^{2})$$

$$= ٢,٨٩٧ + ٢,٥٥٨٦$$

$$= ٥,٤٥٥٦$$

المثال الثاني (الارتباط غير تام عكسي)

أوجد معامل الارتباط بين (س) و (ص) من الجدول الآتى حيث (ف) تمثل فئات عمر المرأة عند الزواج، و (ص) تمثل عدد ماعندها من الأطفال بعد مرور ١٥ سنة من تاريخ الزواج.

ف س / ص	١٥ –	٢٠ –	٢٥ –	٣٠ –	٣٥ –	المجموع
١				٥	٢	٧
٢		١	١	٥	٣	١٠
٣	٢	٥	٦	٤	٢	١٩
٤	٤	١١	١٢	٥		٢٢
٥	٩	١٠	٥	١		٢٥
٦	٥	٤				٩
المجموع	٢٠	٣١	٢٤	٢٠	٧	١٠٢

سنحل هذا المثال بالطريقة التى استخدمناها فى حل المثال الأول ولكن بنظام مختلف.

حساب قيمة معامل الارتباط البسيط المستقيم للبيانات المبوبة باستخدام طريقة بيرسون (الأرتباط غير تام عكسى)

ح وص	ص \ س	١٧,٥	٢٢,٥ وس	٢٧,٥	٣٢,٥	٣٧,٥	ك ص
	ح وس	— ٥	صفر	٥	١٠	١٥	
— ٣	١				٥ — ١٥٠	٢ — ٩٠	٧ — ٢٤٠
— ٢	٢		١	١ — ١٠	٥ — ١٠٠	٣ — ٩٠	١٠ — ٢٠٠
— ١	٣	٢ ١٠	٥	٦ — ٣٠	٤ — ٤٠	٢ — ٣٠	١٩ — ٩٠
صفر	٤ وص	٤	١١	١٢	٥		٢٢
١	٥	٩ — ٤٥	١٠	٥ ٢٥	١ ١٠		٢٥ — ١٠
٢	٦	٥ — ٥٠	٤				٩ — ٥٠
	ك س	٢٠ — ٨٥	٣١	٢٤ — ١٥	٢٠ — ٢٨٠	٧ — ٢١٠	١٠٢ — ٥٩٠

مجـ ح وس ح وص ك س وص = — ٥٩٠

حساب قيمة الانحراف المعيارى (ع س) للمتغير (س)

س	ك	حوس	حوس كس	ح²وس كس
١٧,٥	٢٠	−٥	−١٠٠	٥٠٠
٢٢,٥ وس	٢١	صفر	صفر	صفر
٢٧,٥	٢٤	٥	١٢٠	٦٠٠
٣٢,٥	٢٠	١٠	٢٠٠	٢٠٠٠
٢٧,٥	٧	١٥	١٠٥	١٥٧٥
	١٠٢ = مجـ ك = ن		٤٢٥	٤٦٧٥ = مجـ ح²وس كس
			−١٠٠	
			٣٢٥ = مجـ حوس كس	

$$\text{ع س} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^{2}_{\text{وس}}\,\text{ك}_{\text{س}}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح}_{\text{وس}}\,\text{ك}_{\text{س}}}{\text{ن}}\right)^{2}}$$

$$= \sqrt{\frac{٤٦٧٥}{١٠٢} - \left(\frac{٣٢٥}{١٠٢}\right)^{2}}$$

$$= \sqrt{٤٥,٨٣٣٣ - ١٠,١٥٢٣} = \sqrt{٣٥,٦٨١} = ٥,٩٧$$

$$\bar{\text{س}} = \text{و س} + \frac{\text{مجـ ح}^{2}_{\text{وس}}\,\text{ك}_{\text{س}}}{\text{ن}} = ٢٢,٥ + \frac{٣٢٥}{١٠٢}$$

$$= ٢٢,٥ - ٣,١٩ = ٢٥,٦٩$$

حساب قيمة الانحراف المعيارى (ع ص) للمتغير (ص)

ص	$ك_{ص}$	$ح_{وص}$	$ح_{وص} ك_{ص}$	$ح^{٢}_{وص} ك_{ص}$
١	٧	٣ −	٢١ −	٦٣
٢	١٠	٢ −	٢٠ −	٤٠
٣	١٩	١ −	١٩ −	١٩
٤ وص	٣٢	صفر	صفر	صفر
٥	٢٥	١	٢٥	٢٥
٦	٩	٢	١٨	٣٦
	١٠٢ = $مجـ ك_{ص}$ = ن		٦٠ − ٤٣ ١٧ − = $مجـ ح_{وص} ك_{ص}$	١٨٣ = $مجـ ح^{٢}_{وص} ك_{ص}$

$$\text{ع ص} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^{٢}_{\text{وص}}\ \text{ك}_{\text{ص}}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح}_{\text{وص}}\ \text{ك}_{\text{ص}}}{\text{ن}}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{\frac{١٨٣}{١٠٢} - \left(\frac{-١٧}{١٠٢}\right)^{٢}}$$

$$= \sqrt{١,٧٩٤ - ٠,٠٢٨ = ١,٧٦٦} = \sqrt{١,٣٣}$$

$$\bar{\text{ص}} = \text{و ص} + \frac{\text{مجـ ح}^{٢}_{\text{وص}}\ \text{ك}_{\text{ص}}}{\text{ن}} = ٢٢,٥ + \frac{-١٧}{١٠٢}$$

$$= ٤ - ٠,١٦٧ = ٣,٨٣$$

$$\text{ر} = \frac{\text{ن مجـ ح}_{\text{وس}}\ \text{ج}_{\text{وص}}\ \text{ك}_{\text{س وص}}\ (\text{مجـ ح}_{\text{وس}}\ \text{ك}_{\text{س}})\ (\text{مجـ ح}_{\text{وص}}\ \text{ك}_{\text{ص}})}{\text{ن}^{٢}\ \text{ع}_{\text{س}}\ \text{ع}_{\text{ص}}}$$

$$= \frac{(١٠٢ \times ٥٩٠) - (٣٢٥ \times -١٧)}{١٠٢ \times ١٠٢ \times ٥,٩٧ \times ١,٣٣}$$

$$= \frac{-٦٠١٨٠ - ٥٥٢٥}{٨٢٦٠٨,٨} = \frac{٥٤٦٥٥}{٨٢٠٨,٨}$$

= – ٠,٦٦٢ الارتباط غير تام عكسى، لأن الناتج أقل من واحد صحيح وسالب.

خامسا: معامل الاقتران (Association Coefficient):

يستخدم معامل الإقتران لقياس الارتباط بين ظاهرتين وصفيتين يتم عرض بياناتهما فى جدول مزدوج يشتمل على أربع خلايا يطلق عليه «جدول الإقتران»، فإذا أردنا، مثلاً، دراسة الإرتباط بين لون الشعر ولون العينين، وسحبنا عينة عشوائية مكونة من ١٠٠ شخص حيث سجلت بياناتها (لون الشعر ولون العينين لكل شخص فى العينة) فى جدول الإقتران التالى:

لون الشعر / لون العينين	أخضر	بني	المجموع
أسود	(أ) ١٩	(ب) ٢١	(أ + ب) ٤٠
كستنائي	(جـ) ٢٥	(د) ٣٥	(جـ + د) ٦٠
المجموع	(أ + جـ) ٤٤	(ب + د) ٥٦	١٠٠

فــان:

$$\text{معامل الإقتران} = \frac{\text{ا د} - \text{ب جـ}}{\text{ا د} + \text{ب جـ}}$$

حيث ا، ب، جـ، د تمثل مفردات الخلايا كما موضح بالجدول السابق.

وطبقا لبيانات المثال السابق فإن أ = ١٩، ب = ٢١، جـ = ٢٥، د = ٣٥

$$\text{معامل الإقتران} = \frac{(١٩ \times ٣٥) - (٢١ \times ٢٥)}{(١٩ \times ٣٥) + (٢١ \times ٢٥)} = ٠,١٢ \text{ تقريباً.}$$

لذا فإن بيانات هذه العينه تدل على ضعف العلاقة بين لون الشعر ولون العينين والجدير بالذكر أن قيمه معامل الإقتران تنحصر بين -١، +١ على انه يلاحظ أن تفسير النتائج يجب أن تتم على ضوء ترتيب خلايا الجدول. وعموماً فكلما إقتربت قيمه معامل الإقتران من الصفر كلما دل ذلك على ضعف العلاقة بين الظاهرتين

مثال اخر:

فى تجربة لمعرفة تأثير مصل معين على الإصابة بمرض ما، أختيرت عينة من ٢٠٠ شخص تم حقن ١٢٠ منهم بالمصل وترك الباقى بدون حقن، وجدول الاقتران التالى يلخص نتائج هذه التجربة.

المصل \ الإصابة	لم يصب	أصيب	المجموع
إستخدم	٨	٤٠	١٢٠
لم يستخدم	٤٥	٣٥	٨٠
المجموع	١٢٥	٧٥	٢٠٠

ولمعرفة مدى وجود علاقة بين إستخدام المصل وعدم الإصابة بالمرض يحسب معامل الإقتران لهذه العينه كالآتى

$$\text{معامل الإقتران} = \frac{(٨٠ \times ٣٥) - (٤٠ \times ٤٥)}{(٨٠ \times ٣٥) + (٤٠ \times ٤٥)} = ٠,٢٢$$

أى أن هناك علاقة طردية ضعيفة بين استخدام المصل وعدم الإصابة

سادساً: معامل التوافق Contingency Coefficient:

يستخدم معامل التوافق لقياس الإرتباط بين ظاهرتين وصفيتين تعرض بياناتهما فى جداول مزدوجة تحتوى على أكثر من ٤ خلايا. يطلق عليها «جداول التوافق». والجدول التالى يمثل الصورة العامة لجدول توافق به ن من الصفوف، م من الأعمدة.

الظاهرة الأولى / الظاهرة الثانية	١	٢		...	م	المجموع
١	$ك_{11}$ / $ك'_{11}$	$ك_{21}$ / $ك'_{21}$	$ك_{31}$ / $ك'_{31}$	...	$ك_{م1}$ / $ك'_{م1}$	$ك_{.1}$
٢	$ك_{12}$ / $ك'_{12}$	$ك_{22}$ / $ك'_{22}$	$ك_{32}$ / $ك'_{32}$	...	$ك_{م2}$ / $ك'_{م2}$	$ك_{.2}$
٣	$ك_{13}$ / $ك'_{13}$	$ك_{23}$ / $ك'_{23}$	$ك_{33}$ / $ك'_{33}$	...	$ك_{م3}$ / $ك'_{م3}$	$ك_{.3}$
.	.	.	.	.	.	.
ن	$ك_{1ن}$ / $ك'_{1ن}$	$ك_{2ن}$ / $ك'_{2ن}$	$ك_{3ن}$ / $ك'_{3ن}$	..	$ك_{من}$ / $ك'_{من}$	$ك_{ن}$
المجموع	$ك_{1.}$	$ك_{2.}$	$ك_{3.}$	...	$ك_{م.}$	ن

وترمز $ك_{رل}$ فى الجدول السابق إلى التكرار المشاهد للخلية الموجودة فى الصف رقم ر، والعمود رقم ل، بينما ترمز $ك'_{رل}$ المكتوبة فى الركن الأيسر

العلوى من كل خلية إلى التكرار المتوقع لهذه الخلية والذى يحسب من المعادله التالية:

$$ك'_{رل} = \frac{ك_{ر.} \times ك_{.ل}}{ن} ، ر = ١ ، ٢ ، ... ، ن$$

$$، ل = ١ ، ٢ ، ... ، م$$

حيث ترمز $ك_{ر.}$ إلى مجموع التكرارات المشاهدة للصف رقم ر، $ك_{.ل}$ إلى مجموع التكرارات المشاهدة للعمود رقم ل بينما ترمز ن إلى حجم العينة (مجموع التكرارت المشاهدة).

ويتم حساب معامل التوافق باستخدام القانون التالى:

$$معامل التوافق = \sqrt{\frac{ث - ن}{ث}}$$

حيث:

$$ث = مجـ_{ر=١}^{ن} \; مجـ_{ل=١}^{م} [(ك_{رل})^{٢} \div ك'_{رل}]$$

مثال آخر:

الجدول التالى يلخص توزيع ٤٠٠ شخص حسب مستوى الذكاء ومستوى التعليم:

مستوى الذكاء / مستوى التعليم	مرتفع الذكاء	متوسط الذكاء	منخفض الذكاء	المجموع
عال	٩٥	٧٠	٢٥	١٩٠
متوسط	٦٠	٤٠	٣٥	١٣٥
أقل من المتوسط	٢٥	١٠	٤٠	٧٥
المجموع	١٨٠	١٢٠	١٠٠	٤٠٠

المطلوب: حساب معامل التوافق

الحـــل:

مستوى الذكاء / مستوى التعليم	مرتفع الذكاء	متوسط الذكاء	ضعيف الذكاء	المجموع
عالي	٨٥,٥ / ٩٥	٥٧ / ٧٠	٤٧,٥ / ٢٥	١٩٠
متوسط	٦٠,٧٥ / ٦٠	٤٠,٥ / ٤٠	٣٣,٧٥ / ٣٥	١٣٥
أقل من المتوسط	٣٣,٧٥ / ٢٥	٢٢,٥ / ١٠	١٨,٧٥ / ٤٠	٧٥
المجموع	١٨٠	١٢٠	١٠٠	٤٠٠

ويلاحظ أن التكرار المتوقع للخلية (تعليم عالى، مرتفع الذكاء) هو:

$$\hat{ك}_{١١} = (ك_{١.} \times ك_{.١}) \div ن$$

$$= \frac{١٩٠ \times ١٨٠}{٤٠٠} = ٨٥,٥$$

وبالمثل يمكن إيجاد التكرارات المتوقعة لباقى الخلايا.

ولحساب قيمة ث نجد أن:

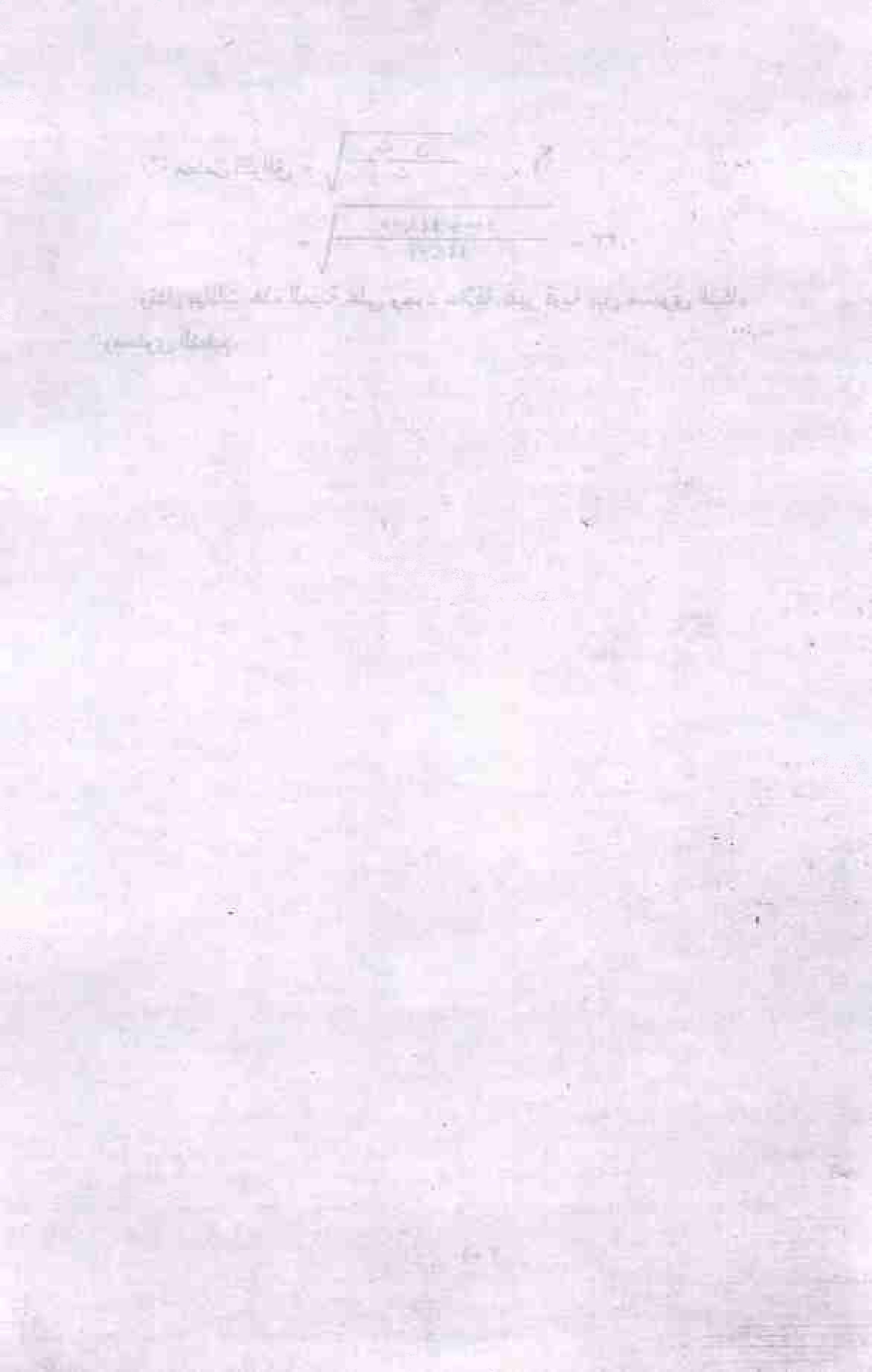
$$ث = \frac{(ك_{١١})^{٢}}{\hat{ك}_{١١}} + \frac{(ك_{٢١})^{٢}}{\hat{ك}_{٢١}} + \dots + \frac{(ك_{٣٣})^{٢}}{\hat{ك}_{٣٣}}$$

$$= \frac{(٩٥)^{٢}}{٨٥,٥} + \frac{(٧٠)^{٢}}{٥٧} + \dots + \frac{(٤٠)^{٢}}{١٨,٧٥} = ٤٤٨,٠٤$$

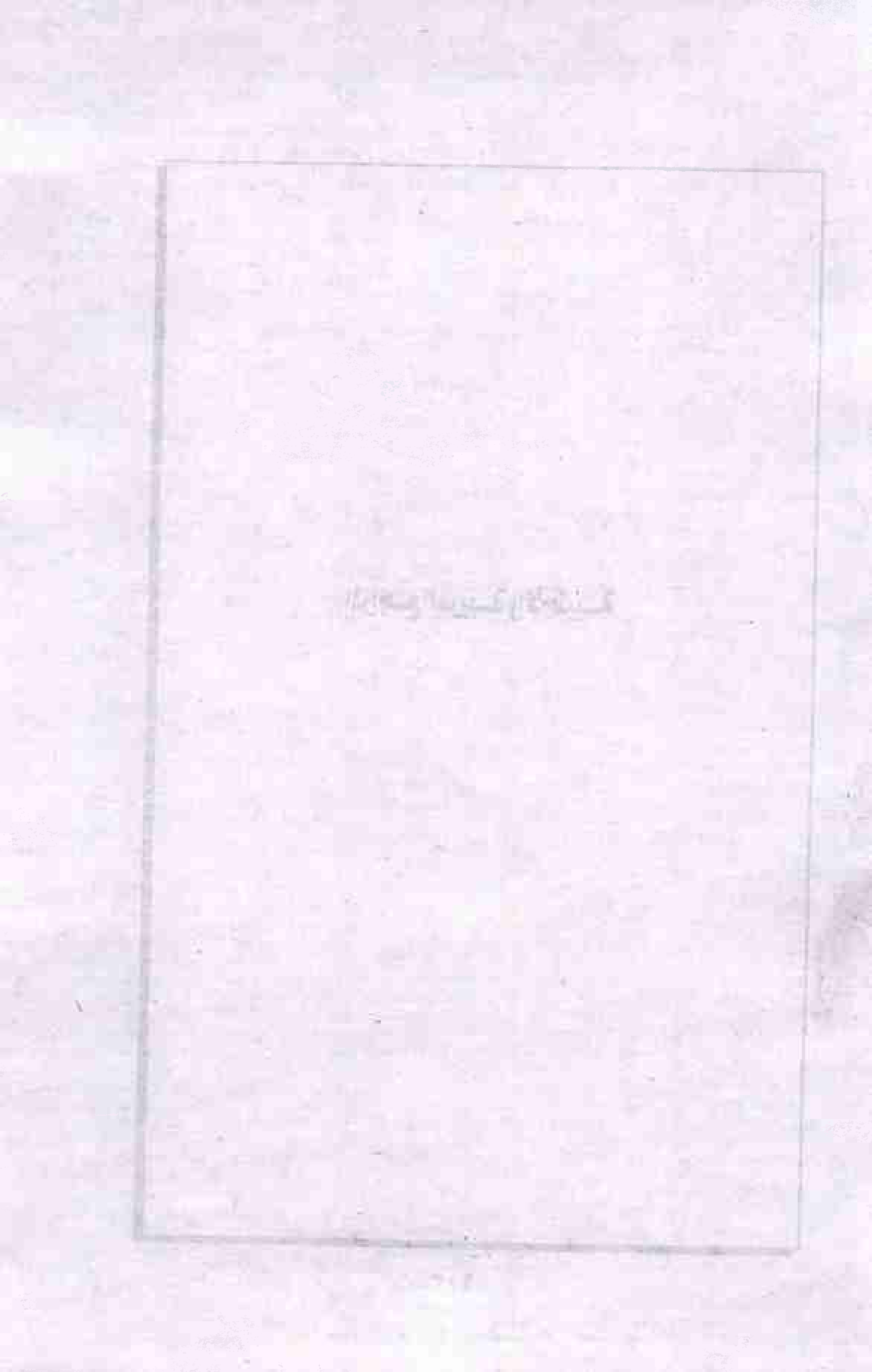
∴ معامل التوافق = $\sqrt{\frac{\text{ث - ن}}{\text{ث}}}$

$$= \sqrt{\frac{\text{٤٤٨,٠٥} - \text{٤٠٠}}{\text{٤٤٨,٠٤}}} = \text{٠,٣٣}$$

وتدل بيانات هذه العينة على وجود علاقة غير قوية بين مستوى الذكاء ومستوى التعليم.



المراجع العربية والأجنبية



اولا : مراجع باللغة العربية:

١- احمد عباده سرحان، صلاح الدين طلبه: اسس الاحصاء، دار الكتب الجامعيه، الاسكندرية، ١٩٦٨.

٢- احمدعباده سرحان واخرون: الاحصاء، مؤسسة شباب الجامعة، الاسكندرية، ١٩٧٠.

٣- أحمد عزت راجح: اصول علم النفس، مطبعه جامعه لاسكندرية، ١٩٥٧

٤- أسامة عبد العزيز حسين، يحيح سعد زغلول: الأساليب الاحصائية، كليه التجارة، جامعه الاسكندريه ١٩٩١

٥- اسماعيل سليمان العوامرى: الاحصاء التطبيقي، مكتبة التجارة والتعاون، القاهرة، ١٩٧٦

٦- انتصار يونس: السلوك الانساني، دار المعارف، القاهرة، ١٩٦٧

٧- أنيس كنجو: الاحصاء وطرق تطبيقه في ميادين البحث العلمي، مؤسسة الرسالة، دمشق، ١٩٧٧

٨- السيد سعد قاسم، لطفى هندى: مبادىء الاحصاء التجريبي، دار المعارف، القاهرة، ١٩٧٦

٩- السيد محمد خيرى: الاحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية، مطبعة دار التأليف، القاهرة، ١٩٦٣

١٠- بدر الدين المصرى: مذكرات في الاحصاء، دار الجامعات المصرية، الاسكندرية، ١٩٧٠

١١- فاروق عبد العظيم، بدر الدين المصرى: الاحصاء، دار الكتب الجامعيه، الاسكندرية، ١٩٧٢

١٢- فاروق عبد العظيم: الرياضة والاحصاء الاجتماعي، المكتب الجامعى الحديث، الاسكندرية، ١٩٨٢.

١٣- فتحى أبو راضى: مقدمة الطرق الاحصائية في العلوم الاجتماعية، دار المعرفة الجامعية، الاسكندرية، ١٩٨٣.

١٤- فتحى محمد على: مقدمة في علم الاحصاء، مكتبة عين شمس، القاهرة، ١٩٧٩.

١٥- فؤاد البهى السيد: علم النفس الاحصائي وقياس العقل البشري، دار الفكر العربى، القاهرة، ١٩٧٩.

١٦- عبد الباسط محمد حسن: أصول البحث الاجتماعي، مكتبة وهبة، القاهرة، ١٩٧٧.

١٧- عبد المجيد فراج: الأسلوب الاحصائي، دار النهضة العربية، القاهرة، ١٩٧٧.

١٨- عبد العزيز فهمى هيكل، فاروق عبد العظيم: الاحصاء، دار النهضة العربية، بيروت، ١٩٨٠.

١٩- غريب سيد أحمد: تصميم وتنفيذ البحث الاجتماعي، دار المعرفة الجامعية، الاسكندرية، ١٩٨٣.

٢٠- غريب سيد أحمد، عبد الباسط عبد المعطى: البحث الاجتماعي المنهج والقياس، دار الكتب الجامعية، الاسكندرية، ١٩٧٩.

٢١- محمد عاطف غيث وآخرون: قاموس علم الاجتماع، الهيئة المصرية العامة للكتاب، الاسكندرية، ١٩٧٩.

٢٢- محمد على محمد: علم الاجتماع والمنهج العلمي، دراسة فى طرائق البحث وأساليبه، دار المعرفة الجامعية، الاسكندرية، ١٩٨١.

٢٣- محمد عارف عثمان: المنهج العلمي في علم الاجتماع، دار الثقافة والنشر، القاهرة، ١٩٧٢.

٢٤- محمد طلعت عيسى: تصميم وتنفيذ البحث الاجتماعي، مكتبة القاهرة الحديثة، ١٩٧١.

٢٥- محمد خليفة بركات: الاختبارات والمقاييس العقلية، دار مصر للطباعة، القاهرة، ١٩٥٤.

٢٦- مختار الهانسى: مقدمة طرق الاحصاء الاجتماعي، مؤسسة شباب الجامعة، الاسكندرية، ١٩٧٧.

٢٧- مدنى دسوقى مصطفى: مبادىء في علم الاحصاء، دار النهضة العربية، القاهرة، ١٩٦٨.

٢٨- محمود السيد أبو النيل: الاحصاء النفسي والاجتماعي، مكتبة الخانجى، القاهرة، ١٩٨٠.

٢٩- محمود عبد الحليم منسى: القياس والاحصاء النفسى والتربوى، دار المعارف، القاهرة، ١٩٩٤.

٣٠- نيقولا تيماشيف: نظرية علم الاجتماع طبيعتها وتطورها، ترجمة محمود عودة وآخرين، دار المعارف، القاهرة، ١٩٧٢.

٣١- هـ.ب.ريكمان: منهج جديد للدراسات الانسانية، ترجمة على عبد المعطى، محمد على محمد، بيروت، ١٩٧٢.

ثانياً: الدوريات العربية:

١- أسامة أحمد مصطفى: استخدام وسوء استخدام نظرية المباريات، مجلة عالم الفكر، المجلد الرابع، العدد الرابع، الكويت، ١٩٧٤.

٢- نادر فرجانى: «استخدام الأساليب الرياضية والاحصائيه فى العلوم الانسانيه»

مجلة عالم الفكر المجلد الرابع، العدد الرابع، الكويت، ١٩٧٤ .

٣- ناهد صالح: «الرياضيات والنظريه السوسيولجيه» عالم الفكر، المجلد الرابع،

العدد الرابع، الكويت، ١٩٧٤

ثالثاً: مراجع باللغة الأجنبية:

1 Althusser, Louis, Pour Marx. Paris. Maspero, 1965

2 A Ron A.V. Cicourel, Method and Measurement in Sociology, The Free Press a Division of Macmillan Publishing Co 1964

3 Beacchanp, Murray, Elements of mathematical Sociology, New York, Random House 1970

4 Barto S., Otmar, J., Simpel Models of Group Behavior, New York, Columbia University Press, 1967

5 Boyle, R.P Alegebraic Systems for Normal and Hierarchical Sociograms, Sociometry, 1969

6 Coleman, James S., Introduction to Mathematical Sociology, Glencoe, ILL The Free Press, 1964.

7 Casanova, Pablo Ganzaler, Translated by: Susan Bethe Kapilian, Georanne Weller, The Fallacy of Cocial Science Reserch. A Critical Examination and New Qualitative Model, Foreword by Adam Schaff. Pergamon Press, 1981.

8 Chapin, Stuart, Experimental Designs Sociological Research.

New York, Harper, 1947.

9 Dreitsel. Hans Peter, Recent Sociology, No.2, Macmillan. New York 1970

10- Emerson. Joam, Behavior in Private Places: Sustaiming Definitions of Reality in Gynaecological Examinations. in TL.P.Dreitrel (ed.). Recent Sociology. No 2. 1970

11 Fletcher, Colin, Beneath The Surface an Account of Theree Styles of Sociological Research. International Library Sociology, Routledge & Kegan Pau, 1979.

12- Good. William, Paul K Hatt, Methods in Social Research, New York, 1952.

13- Hogben, Lancelot, Mathematics for The Million, London. 1960.

14- Howard, Schwortz, jerry Jaccbs, Qualitative Sociology A Method to The Madness. The Free Press. London New York. 1979

15- Kemeny J. et al, Introduction to Finit Mathematics. Englewood Cliffs, N.J., Prentic Hall, 1965

16- Kemeny J., and Snell, J., Mathematical Models in Social Sciences, Blaisdell Publishing Company, London, 1962.

17- Kerlinger. Fred N. Foundtions of Behavioral Research, Educational and Psychological Inquiry. New York. Holt. 1964

18- Lazarasfeld Paul Qualitative Measurement in the Social Sciences: Classification, Typologies and Indices, Stanford University Press 1965

19- Macormack, Thema, Review of The Politics of The Family and other Essays by R.D.Laing, Contemporary Sociology, Vol.2, No.1, 1973

20- Reobert K . Merton. Social Theory Groups in contemporary American Sociology, New York. Harper, Row. Publishers. 1974

- Norman Hauary Structural Models An Introduction to The Theory of Directed Graphs. New York. Wiley. 1965

23- O'Donnell. Mike. Ph.D , Foreword by Tony Marks, A New Introduction to Sociology, Great Britan 1981.

24- Poloma, M. Margret, Contemporary Sociological Theory, The University of Akron, Macmillan Publishing Co., Inc.: New York, 1978.

25- Rex, John, Discovering Sociology: Studies in Sociological Theroy, Kengan Paul, London and Boston, 197.3

26- Schutz, Alfred, The Phenomenology of Social World, Translated by George Walsh, Northwestern University Press, 1967

27 Sorkin, P , Fads and Foibles in Modern Sociology, Henry Regery Company, Chicago, 1955

28- Simon, Herbert A., Moderss of man: Social and Rational, New Welay, 1957.

29- White, H.C., An Anatomy of Kinship, Englwood Cliffs, N.J. Prentice - Hall, 1963.

30- Ziph, G.K., Human Behavior and The Principle of Least Effort, New York, Hofner, 1949.

فهرس الكتاب